

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE DE LA CONDUITE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE DE LA
BANQUE DU CANADA À LA LUMIÈRE D'UNE FONCTION DE
RÉACTION À LA TAYLOR

MÉMOIRE PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
ROGER EMONE

NOVEMBRE 2021

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.04-2020). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Mes remerciements s'adressent premièrement à mon directeur de recherche Alain PAQUET pour avoir accepté et assuré la direction de ce travail. Ses orientations, ses encouragements et son implication tout au long de ce parcours ont été déterminants pour la production de ce travail. Mes remerciements s'adressent également aux professeurs de l'Université du Québec à Montréal (UQAM) pour leur formation et leur encadrement. Enfin, que toute ma famille, mes proches ainsi que mes collègues reçoivent mes humbles remerciements pour tout le soutien apporté pendant ce parcours.

Que chacun trouve dans ce travail le fruit de notre dur labeur qui récompense tous les efforts déployés et tous les sacrifices consentis.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	iv
LISTE DES FIGURES	v
RÉSUMÉ	vi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I LA POLITIQUE MONÉTAIRE ET LES ENJEUX D'ESTIMATIONS DE LA RÈGLE DE TAYLOR	4
1.1 Historique	4
1.2 Pourquoi les résultats empiriques des estimations des fonctions de réaction diffèrent	9
1.2.1 Enjeux de mesures	9
1.2.2 Enjeux d'estimation	10
1.2.3 Enjeux de stabilité	11
CHAPITRE II SPÉCIFICATIONS EMPIRIQUES	13
2.1 Choix du modèle d'analyse	13
2.2 Variantes du modèle d'analyse	14
CHAPITRE III ESTIMATIONS ET INFÉRENCES	16
3.1 Estimation par la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO)	16
3.2 Estimation par la méthode des moments généralisés (GMM)	17
3.2.1 Test d'inadéquation scientifique de la forme fonctionnelle	20
3.2.2 Test de stabilité structurelle	20
3.3 Estimation par la méthode de changement de régime de Markov	21
CHAPITRE IV DONNÉES	23
CHAPITRE V RÉSULTATS	28
5.1 Approche d'estimation à régime fixe	29
5.2 Approche d'estimation à régime variable	40
CHAPITRE VI CONCLUSION	48
Annexe A	52

A.1	Choix des instruments	52
	Annexe B	54
B.1	Graphiques des changements de régime de Markov	54
	B.1.1 Changement de régime sur l'ensemble des paramètres :	
	$i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$	54
	B.1.2 Changement de régime sur les des paramètres, à l'exception du lissage :	
	$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_1i_{t-1} + \varepsilon_t$	55
	B.1.3 Changement de régime uniquement sur la constante :	
	$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_1i_{t-1} + \varepsilon_t$	57
	Annexe C	59
C.1	Projections économiques établies par le personnel de la Banque du Canada	59
	C.1.1 L'écart de production	60
	C.1.2 Le taux d'inflation basé sur l'Indice des prix global à la consommation (IPCX)	61
	C.1.3 Le taux de change nominal États-Unis/CAD	61
	C.1.4 Le taux directeur	62

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Modèles examinés	15
5.1	Estimation par MCO et GMM, de 1991 à 2015	30
5.2	Ajout/Remplacement de variables additionnelles, de 1991 à 2015	35
5.3	Changement de régime dans l'ensemble des paramètres, de 1991 à 2015	41
5.4	Changement dans l'ensemble des paramètres, excepté le lissage, de 1991 à 2015	43
5.5	Changement dans la constante uniquement, de 1991 à 2015	46
A.1	Significativité des instruments	52
A.2	Indicateurs avancés de l'inflation et de l'écart de production	53

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Évolution empirique des spécifications à la Taylor (taux naturel fixe)	6
1.3 Évolution en différences et en densité des spécifications (taux naturel fixe) . . .	6
1.4 Évolution de la règle à la Taylor (taux naturel variable)	8
1.6 Évolution en différences et en densité des règles cités (taux naturel variable) . .	9
4.1 Le taux d'intérêt directeur	23
4.3 Le taux d'inflation	24
4.4 L'Écart de production	25
4.5 Le taux de change	26
4.7 L'Indice de stress financier et l'Indice des prix de matières premières brutes . .	27
5.1 Estimés récursifs du modèle I	32
5.2 Estimés récursifs du modèle II	33
5.3 Estimés récursifs du modèle III	34
5.4 Estimés récursifs de la spécification I, avec le taux de change	37
5.5 Estimés récursifs de la spécification II, avec l'indice de stress financier	38
5.6 Estimés récursifs de la spécification III, avec le taux des fonds fédéraux	39
B.1 Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$. . .	54
B.2 Équation (a) avec ISF et equation (b) avec taux de change	54
B.3 Équation avec fedfunds	55
B.4 Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$. . .	55
B.5 Équation (a) avec ISF et équation (b) avec taux de change	56
B.6 Équation avec fedfunds	56
B.7 Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$. . .	57
B.8 Équation (a) avec ISF et équation (b) avec taux de change	57
B.9 Équation (a) avec fedfunds	58
C.1 Projection de l'écart de production	60
C.2 Projection du taux de change	62
C.3 Projection du taux directeur	63

RÉSUMÉ

Dans ce mémoire, nous avons évalué l'utilité d'une fonction de réaction à la [Taylor \(1993\)](#) pour représenter statistiquement le fruit du processus de décision de la politique monétaire du Canada quant à son taux directeur.

Pour cette fin, nous avons mesuré et comparé les performances locales des différentes spécifications les unes relativement aux autres pour évaluer la robustesse et stabilité des paramètres. Nous avons eu recours à trois méthodes d'estimation dont, notamment, la méthode des moindres carrés ordinaire, la méthode des moments généralisés afin de corriger les probables problèmes d'endogénéité de certaines variables explicatives et la méthode des changements de régime de Markov étant donné les signes d'instabilités dans les coefficients des spécifications.

Les résultats obtenus suggèrent que le ciblage de l'inflation a été un objectif important pour la Banque du Canada dans l'échantillon observé. À exception près, nos résultats suggèrent que la Banque du Canada aurait pénalisé assez fortement les déviations de l'inflation par rapport à sa cible, particulièrement dans la période qui a suivi le lancement officiel de la cible d'inflation. De plus, Il apparaît que les changements de régime auraient été beaucoup plus fréquents dans les années 90 pour devenir persistants dans la suite. Enfin, nos résultats montrent clairement que la Banque du Canada a une forte tendance à atténuer les mouvements brusques de son taux d'intérêt, avec un lissage globalement significatif.

INTRODUCTION

La formulation d'une politique monétaire est, de manière générale, un exercice complexe pour les autorités monétaires. Compte tenu débats académiques et des limites de nos connaissances sur les mécanismes de transmission monétaire, et même sur les mesures empiriques des concepts fondamentaux tels que les taux naturels de production et d'intérêt, plusieurs questions subsistent quant à la portée de la politique de stabilisation et à la conception de la politique monétaire.

[Taylor \(1993\)](#) a formulé une représentation décrivant comment la Réserve fédérale américaine a eu tendance à ajuster le taux des fonds fédéraux de manière systématique en fonction de l'évolution de l'inflation et de l'écart de production par rapport à son potentiel. Malgré l'étiquette usuellement employée de « règle de Taylor », celle-ci est plutôt une formulation descriptive de la politique monétaire autour d'une fonction de réaction. Une spécification empirique peut alors être définie en termes des variables déterminantes qui préoccupent une banque centrale, ainsi que des pondérations qui leur sont attribuées.

Depuis la publication de l'article correspondant de Taylor (1993), la littérature a proposé diverses modifications. Parmi celles-ci on retrouve l'inclusion d'une certaine inertie sous forme de composante autorégressive, afin d'éviter d'occasionner des changements trop brusques du taux d'intérêt de la politique monétaire ([Clarida *et al.*, 1998, 2000](#)). On retrouve aussi des formulations d'équation à la Taylor dans lesquelles l'écart de production est exprimé comme un taux de croissance de l'output ([Orphanides, 2003](#); [Liu et Phaneuf, 2007](#)). Plutôt que d'inclure des valeurs observées des écarts, certains textes ont défini les écarts en termes de valeurs anticipées (ou *ex ante*) ([Clarida *et al.*, 1998, 2000](#); [Orphanides, 2001](#)), d'autres ont utilisé de données en temps réels [Orphanides \(2001\)](#). Plusieurs textes ont proposé dans leur formulation l'ajout d'autres variables ([Lubik et Schorfheide, 2007](#); [Molodtsova *et al.*, 2008](#)).

Par ailleurs, malgré la grande place qu'occupe les spécifications de la fonction de réaction d'une banque centrale inspirée de la formulation de la règle de Taylor, [Orphanides \(2008\)](#) a montré que ces règles sont très sensibles aux petits changements dans leurs liens avec l'économie réelle,

ceci les rend donc vulnérables à l'instabilité des paramètres. Dans un contexte pareil, une fonction de réaction qui décrit bien les choix de politique monétaire sur une période donnée ne donnera pas nécessairement de bons résultats pour d'autres périodes.

Compte tenu des enjeux décrits précédemment, et du fait qu'une bonne partie de la littérature a porté sur l'expérience américaine, il nous apparaît pertinent d'évaluer empiriquement dans quelle mesure une fonction de réaction de la Banque du Canada, dont la spécification empirique est inspirée de la règle de Taylor, peut reproduire l'évolution du taux d'intérêt de très court terme qui est le plus directement tributaire de la conduite de la politique monétaire au Canada.

De fait, les points soulevés dans la littérature rendent ainsi pertinentes les questions suivantes : les valeurs cibles de la fonction de réaction de la Banque du Canada ont-elles été sujettes à des changements ? Les coefficients de l'équation empirique ont-ils été stables à travers l'ensemble de l'échantillon, ou ont-ils été sujets à des changements de régime ? N'y aurait-il pas lieu d'ajouter d'autres variables en rapport avec les préoccupations récentes de la Banque du Canada sur l'instabilité financière (par exemple, un indice de stress financier) ?

Dans notre quête d'une spécification empirique adéquate d'une fonction de réaction de la politique monétaire, afin d'imiter la situation des décideurs, à la différence des travaux académiques menés pour le Canada, nous utilisons des données en temps réel (données d'époque ou *vintage data*) ainsi que des mesures connues en 2015 (dernière période d'observation de notre échantillon). Pour ce faire, nous utilisons une nouvelle base de données contenant à la fois des données historiques et des prévisions en temps réel recueilli à partir des projections économiques d'époque du personnel de la Banque du Canada. Cette base de données est la première de cette ampleur à l'extérieur des États-Unis, elle couvre plus de 30 années de prévisions du personnel, deux récessions majeures et différents épisodes de politique monétaire.

En s'appuyant sur cette base de données, nous allons mesurer et comparer la performance locale de différentes spécifications les unes relativement aux autres, notamment pour évaluer leur stabilité. La période cible de cette étude s'étend de 1991 :Q1 à 2015 :Q4. Cette période est

intéressante, car elle fournit une étude de cas sur de potentiels changements de régime de politique monétaire, même après l'adoption officielle d'une cible d'inflation au Canada en 1991. Elle comprend deux récessions majeures (1991-92 et 2008-09) et d'importantes fluctuations des prix des produits de base.

Au regard des résultats obtenus, on observe des signes d'instabilité dans les coefficients des spécifications. Nous relevons par ailleurs que le ciblage de l'inflation a été un objectif important pour la Banque du Canada dans l'échantillon observé. À exception près, nos résultats suggèrent que la Banque du Canada a pénalisé assez fortement les déviations de l'inflation par rapport à sa cible, particulièrement dans la période qui a suivi le lancement officiel de la cible d'inflation. Nos résultats montrent clairement que la Banque du Canada a une forte tendance à atténuer les mouvements brusques de son taux d'intérêt, avec un lissage globalement significatif.

La suite de ce mémoire est organisée comme suit. Le premier chapitre présente une courte histoire de la règle de Taylor ainsi que les grands enjeux liés à son estimation. Le second présente le modèle d'analyse ainsi que ses différentes variantes. Le troisième discute de la méthodologie utilisée. Le quatrième chapitre présente les données utilisées dans ce travail. Le chapitre cinq présente et commente les résultats empiriques obtenus dans ce travail. Finalement, le chapitre six qui est la conclusion, rappelle les résultats principaux et propose des avenues qui pourront faire l'objet de travaux futurs.

CHAPITRE I

LA POLITIQUE MONÉTAIRE ET LES ENJEUX D'ESTIMATIONS DE LA RÈGLE DE TAYLOR

Cette section donne un aperçu de la littérature relative à la règle de Taylor. Nous discutons également de divers enjeux associés à sa formulation qui ont donné lieu à plusieurs spécifications empiriques différentes.

1.1 Historique

Taylor (1993) a initialement proposé que la politique monétaire américaine de 1984 à 1992 puisse être décrite comme si la Réserve fédérale avait suivi une « règle » ou fonction de réaction qui prenait la forme suivante :

$$i = r^N + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta \tilde{y}_t \quad (1.1)$$

où i est le taux des fonds fédéraux r^N est le taux d'intérêt réel naturel¹, π_t le taux d'inflation calculé au cours des quatre trimestres précédents, π^* la valeur cible d'inflation, \tilde{y}_t mesure le pourcentage de l'écart entre le PIB réel et la valeur du PIB réel potentiel. α et β sont des paramètres positifs. La Taylor avait initialement utilisé une valeur constante du taux d'intérêt réel naturel égale à 2%, de même qu'une valeur cible de 2% pour le taux d'inflation. Les deux paramètres α et β étaient fixés à 0.5 chacun.

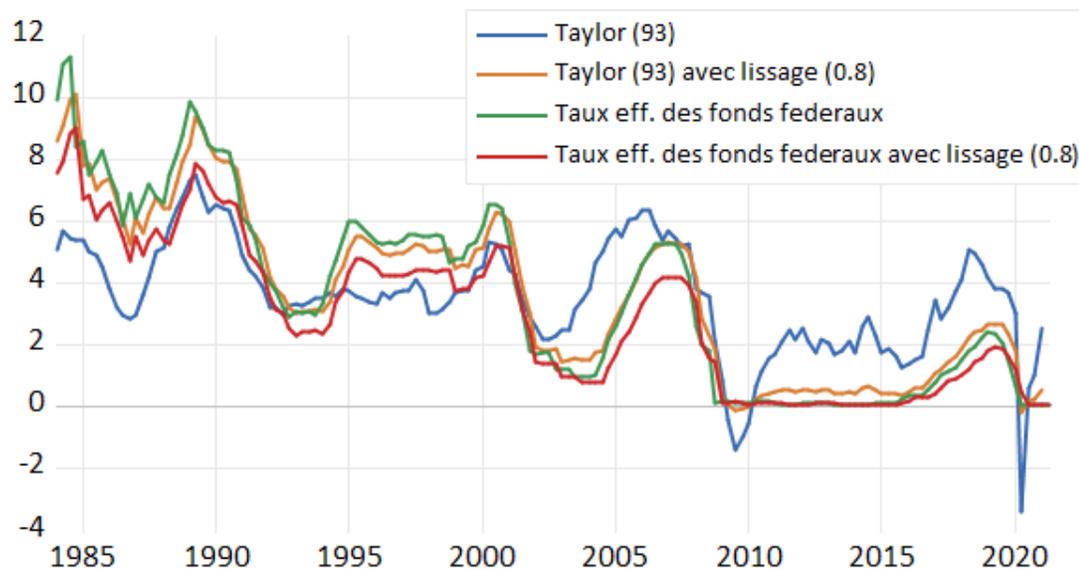
1. Le taux d'intérêt réel naturel est le taux réel de court terme compatible avec une production égale à son niveau tendanciel et une inflation constante. Wicksell (1898) introduisit ce concept en spécifiant qu'il correspond à une valeur compatible avec une croissance équilibrée, neutre relativement aux prix des produits de base et qui ne tend pas à exercer de pression à la hausse ou à la baisse sur ceux-ci.

Ainsi, selon cette règle, un écart positif (négatif) entre le taux d'inflation et sa cible, devrait conduire la banque centrale à vouloir augmenter (diminuer) le taux d'intérêt nominal à un jour, de telle sorte qu'une hausse du taux d'inflation observée ait un effet de plus d'un pour un sur le taux nominal à un jour ($1 + \alpha > 1$). Cette réaction est supérieure à un afin de garantir que l'économie possède un équilibre unique et stationnaire compatible avec les anticipations rationnelles et la stabilité macroéconomique. De plus, un écart positif (négatif) de l'output par rapport à son niveau tendanciel à long terme amène la banque centrale à augmenter (diminuer) le taux d'intérêt nominal à un jour par $\beta > 0$. Ce dernier découle du fait que la dynamique de l'inflation est reliée à court terme à l'output gap dans une nouvelle économie keynésienne. Elle découle aussi de la non-neutralité de la monnaie à court terme de sorte qu'une politique restrictive (expansionniste) qui causerait une hausse (réduction) du taux d'intérêt de court terme puisse contribuer à rapprocher l'output de son niveau tendanciel ([Paquet, 2021](#)).

La perception d'une hausse du taux d'intérêt de la politique monétaire supérieure à la variation du taux d'inflation est connue dans la littérature sous le nom de "Principe de Taylor". Cette condition implique l'augmentation du taux d'intérêt réel à court terme, censée assurer à son tour la réduction des tensions inflationnistes.

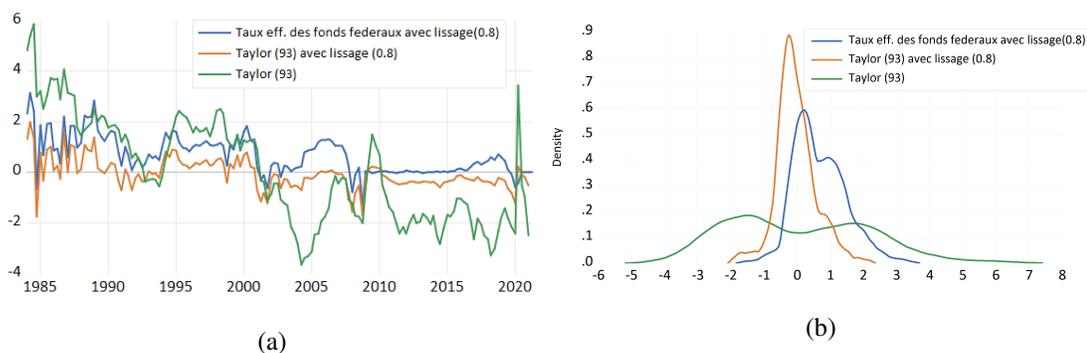
[Taylor \(1993\)](#) suggère que ce type de règle sur les taux d'intérêt doit être considéré comme des indications utiles de ce qui doit être fait et limiter l'arbitraire, sans suivre les mécaniquement. Même si la Réserve fédérale américaine ne suit pas parfaitement cette règle, celle-ci est généralement utile pour présenter sommairement ce qui motive la banque centrale américaine dans l'établissement du taux d'intérêt à un jour.

Figure 1.1: Évolution empirique des spécifications à la Taylor (taux naturel fixe)



Les courbes sur cette figure (1.1) représentent l'évolution empirique de certaines fonctions de réaction à la Taylor à taux naturel invariant. On observe que de 1984 à 1992, la forme initiale de Taylor (1993) a semblé reproduire approximativement le sentier suivi par le taux effectif des fonds fédéraux. On observe que dans les années 90, la formulation initiale de Taylor a souvent sous-estimé le taux effectif des fonds fédéraux. En introduisant un lissage de 0.8 dans la forme initiale ou dans le taux effectif des fonds fédéraux, on observe une amélioration du fit du modèle comme on peut le constater dans la figure (1.3) ci-dessous.

Figure 1.3: Évolution en différences et en densité des spécifications (taux naturel fixe)

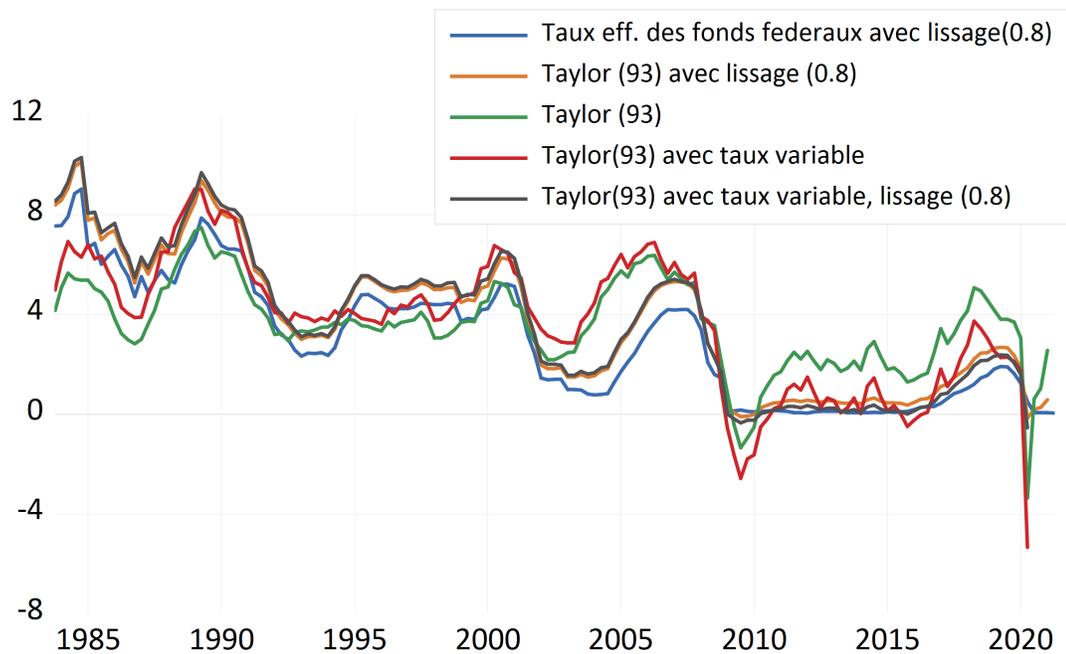


On observe que la différence est moins prononcée entre le taux effectif des fonds fédéraux et les fonctions de réactions incluant un lissage du taux d'intérêt (1.3a). Aussi, par une estimation de la densité du noyau² des différentes spécifications (1.3b), on constate aussi que la dispersion est nettement plus centrée à zéro.

Comme nous l'avons signifié en introduction, plusieurs versions modifiées de cet instrument ont fait partie de la littérature empirique sur l'orientation de la politique monétaire, dont celle notamment où le taux d'intérêt réel naturel n'est pas invariant. On constate qu'avec un taux d'intérêt naturel variable (voir figure 1.4), les résultats sont beaucoup plus proches de la vraie valeur du taux effectif des fonds fédéraux. Notons que le taux d'intérêt réel naturel utilisé sur ces figures est extrait du site de la Réserve fédérale américaine mesuré par [Laubach et Williams \(2003\)](#).

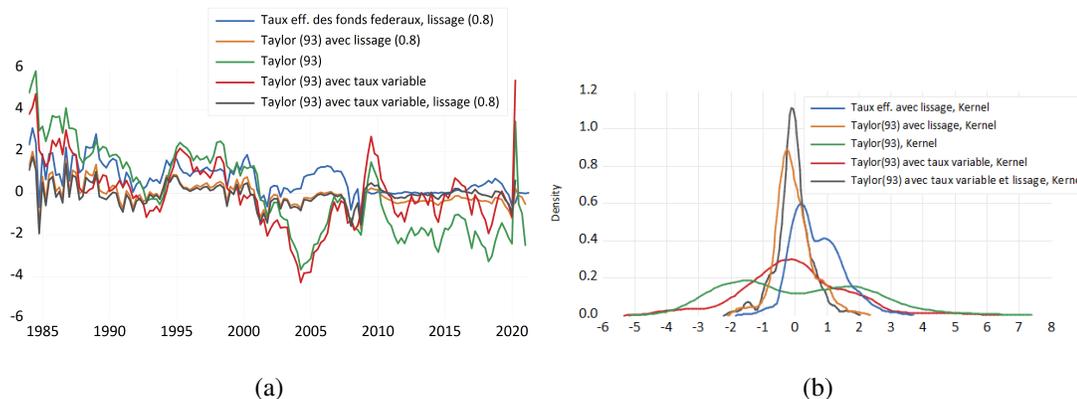
2. C'est une méthode non paramétrique pour estimer la fonction de densité de probabilité d'une variable aléatoire. Cette estimation est un problème fondamental de lissage des données où des inférences sur la population sont faites, sur la base d'un échantillon de données fini. Elle a l'avantage d'utiliser l'emplacement de tous les points d'échantillonnage et suggère de manière plus convaincante la multimodalité.

Figure 1.4: Évolution de la règle à la Taylor (taux naturel variable)



En effet, en prenant en compte la variation du taux d'intérêt réel naturel dans la forme initiale de Taylor (1993), les résultats obtenus sont beaucoup plus proches de la vraie valeur du taux effectif. Ce constat est aussi fait avec la prise en compte de la variation du taux d'intérêt réel naturel dans la règle de Taylor (1993) augmenter du lissage (1.6a). L'estimation de la densité du noyau montre que la prise en compte de la variation du taux réel naturel réduit considérablement la dispersion des valeurs (1.6b).

Figure 1.6: Évolution en différences et en densité des règles citées (taux naturel variable)



Le recours à des règles simples dans la conduite de la politique monétaire présente, en principe, plusieurs avantages. Leur construction ne pose pas de grandes difficultés, et l'information qu'elles fournissent est facile à communiquer aux autorités responsables de cette politique, ainsi qu'aux agents économiques. L'utilisation de ces règles en tant qu'outil pour des discussions de politiques a aussi facilité la convergence entre une politique monétaire théorique et pratique.

Malgré la formulation simple et représentative des fonctions de réaction inspirées d'une règle de Taylor, plusieurs critiques ont été émises à son égard. Cela est notamment dû aux différentes définitions des variables, des hypothèses sous-jacentes et d'autres paramètres non pris en compte comme le lissage du taux d'intérêt. [Orphanides \(2008\)](#) a montré que ces types de règles sont par contre très sensibles à des changements dans leurs liens avec l'économie réelle, ce qui peut les rendre vulnérables à l'instabilité de leurs paramètres.

1.2 Pourquoi les résultats empiriques des estimations des fonctions de réaction diffèrent

1.2.1 Enjeux de mesures

Par exemple, il y a beaucoup de questions relatives à la meilleure façon de mesurer l'inflation. [Taylor \(1993\)](#) utilisa le taux d'inflation observé depuis quatre trimestres, basé sur le dégonfleur du PIB, sans prendre en considération les attentes pour l'avenir. De façon alternative, cette mesure peut être courante ou prévue, elle peut être basée sur une mesure de dégonfleur implicite du PIB, sur l'IPC total, sur l'IPC excluant des composantes volatiles, etc. La cible peut être traitée

comme variable ou fixe en fonction de l'objectif de la banque. Il n'est pas toujours évident de savoir quelle mesure de l'inflation les décideurs politiques choisissent de surveiller, et il n'y a aucune garantie que leur choix ne change pas au fil du temps.

Par rapport aux variables représentant l'activité économique, (Taylor, 1993) utilisa le pourcentage de déviation du PIB réel par rapport à une mesure du PIB potentiel simplement définie comme la valeur du PIB réel correspondant à une croissance linéaire de 2.2% sur la période de 1984 à 1992. Traditionnellement, on procède à une décomposition de la production en partie tendancielle et cyclique. La notion de la production potentiel présente dans cette approche est sujette à débat en ce qui a trait à la nature de sa tendance ou à une évaluation plus précise de l'utilisation de tous les intrants (travail, capital physique, etc.), voire à l'évolution tendancielle de l'état de la technologie. Certains utilisent une tendance quadratique, tandis que d'autres utilisent le filtre de Hodrick-Prescott ou d'autres filtres pour mesurer la tendance. De plus, l'utilisation d'une composante cyclique en temps réel est imparfaite, car elle est sujette à des erreurs de mesure souvent substantielles, qui sont corroborées par les révisions historiques apportées dans les trimestres subséquents.

1.2.2 Enjeux d'estimation

Dans la plupart des cas, les résultats empiriques sont aussi sensibles aux méthodes d'estimation. Initialement, Taylor (1993) proposa une règle réagissant à l'écart de production et à l'inflation contemporaine réalisés au cours de la dernière année. L'utilisation des données ex post peut fournir une description déformée de la politique historique (voir Orphanides (2001, 2002, 2004)). D'un autre côté, en utilisant une forme prospective, les variables explicatives attendues seront probablement endogènes. En présence d'endogénéité, l'estimateur des MCO est généralement non-convergent et biaisé à cause de la corrélation entre le terme d'erreur du modèle et de certains régresseurs.

En principe, l'utilisation d'un estimateur à variables instrumentales comme celui de la Méthode des moments généralisés (GMM) peut pallier à ce problème (Voir Clarida *et al.* (1998)). En pratique, l'estimation par variables instrumentales peut aussi poser des problèmes, car les ins-

truments doivent satisfaire certaines propriétés. En particulier, de bons instruments doivent être corrélés avec les régresseurs à la source du problème (ou plus généralement avec la dérivée première de la spécification empirique par rapport au coefficient d'intérêt si le modèle est non linéaire), tout en étant non corrélés avec le terme d'erreur. Dans l'éventualité où les instruments sont faibles, alors l'estimateur de variables instrumentales s'avère souvent fortement biaisé.

D'ailleurs, [Carvalho et al. \(2018\)](#) démontrent analytiquement que, le biais asymptotique des MCO est proportionnel à la fraction de la variance des régresseurs de l'équation de Taylor expliquée par les chocs de politique monétaire. Puisque les chocs de politique monétaire expliquent seulement une petite fraction de la variance des régresseurs inclus dans le modèle empirique, pour les données américaines trimestrielles sur la période 1960 à 2007, le biais d'endogénéité de l'estimateur MCO est faible. Ainsi par simulations, ils montrent que l'estimateur MCO affiche une meilleure performance qu'un estimateur de variables instrumentales.

1.2.3 Enjeux de stabilité

Comme mentionné par [Orphanides \(2008\)](#), les règles de type Taylor sont très sensibles à de petits changements dans leurs liens avec l'économie réelle, les rendant ainsi vulnérables à l'instabilité de ses paramètres. C'est pourquoi les résultats peuvent différer en fonction des périodes concernées et des paramètres pris en compte.

[Taylor \(1993\)](#) avait originellement fait abstraction de la possibilité de changements de régime. Par contre par exemple, [Clarida et al. \(1998\)](#) ont eux pris en compte des régimes de manière exogènes, en considérant deux périodes représentant les régimes en termes de gouverneur à la tête de la Réserve fédérale américaine. [Murray et al. \(2015\)](#) montrent que l'idée d'une division exogène de la politique monétaire d'après-guerre en échantillons antérieurs et postérieurs à Volcker est trompeuse. En estimant une version prospective de la règle de Taylor avec des données en temps réels, ils ont choisi d'opter pour une endogénéisation des régimes avec la méthode de changement de régime de Markov. D'autres encore ont utilisé des modèles pour déterminer de manière endogène ces changements de régime (voir [Sims et Zha \(2006\)](#); [Murray et al. \(2015\)](#)).

Il sied aussi que l'évidence d'instabilité apparente des coefficients ou d'endogénéité des variables de la fonction de réaction de la banque centrale pourrait également résulter des ensembles d'information utilisés par l'économètre (qui veut caractériser la politique monétaire) et la banque centrale au moment (qui a effectivement pris ses décisions relatives à cette politique). [Bernanke et Boivin \(2003\)](#) avaient soulevé cette problématique en expliquant la possibilité que la banque centrale dispose de fait d'un avantage informationnel relativement à l'économètre, en raison d'une supériorité de son ensemble d'information. Comme l'argumentent [Bernanke et al. \(2005\)](#); [Boivin et al. \(2010\)](#), la prise en considération d'un ensemble d'information plus vaste pourrait peut-être permettre de spécifier plus adéquatement une fonction de réaction de la banque centrale et mieux identifier le choc de politique monétaire et ses effets.

Dans notre travail, l'utilisation des prévisions internes (en temps réel) du personnel de la Banque du Canada pourrait présument avoir évité ladite problématique. Ce serait le cas dans la mesure où les prévisions du personnel reflètent l'utilisation de toute l'information disponible à la banque centrale. Cependant, bien que ces projections internes sont effectivement utilisées par le conseil de direction de la Banque du Canada, il n'est pas garanti que des informations additionnelles soient partagées avec les décideurs de l'autorité monétaire. Si elles étaient systématiquement supérieures, le point soulevé par [Bernanke et Boivin \(2003\)](#) ne seraient pas complètement résolu.

CHAPITRE II

SPÉCIFICATIONS EMPIRIQUES

La spécification proposée par [Taylor \(1993\)](#) est un point de départ pour les études visant à représenter une fonction de réaction pour représenter la conduite de la politique monétaire avec ciblage de l'inflation. Dans cette section, nous discutons de différentes variantes utilisées et associées aux spécifications les plus représentatives de la littérature sur les fonctions de réaction monétaire inspirées de la règle de Taylor.

2.1 Choix du modèle d'analyse

En nous basant sur la récente littérature des fonctions de réaction des banques centrales, considérons un modèle général sous la forme suivante :

$$i_t^* = r_t^N + \pi_{t+f}^e + \alpha_t(\pi_{t+f}^e - \pi_t^+) + \beta_t \tilde{y}_{t+f}^e + X_t' \Gamma_t \quad (2.1)$$

où i_t^* représente le taux cible du financement à un jour à la période t , r_t^N représente le taux d'intérêt réel naturel ; π_{t+f}^e représente l'inflation attendue et π_t^+ sont la cible d'inflation en t . \tilde{y}_{t+f}^e représente l'activité économique attendue ; α_t et β_t sont les paramètres exprimant la sensibilité du taux de financement à un jour en réaction aux écarts jugés pertinents par la Banque centrale ; X_t représente un vecteur associé à d'autres variables qui pourraient être considérées ; avec Γ_t son vecteur de coefficients.

Cette forme générale a l'avantage de prendre en compte une large gamme de spécifications considérées dans la littérature, en fonction des définitions des variables retenues. Elle offre aussi une possibilité de changements dans les paramètres pour tenir compte de leur instabilité éventuelle. En outre, comme suggéré par [Clarida et al. \(1998\)](#), afin de prendre en compte

l'idée qu'une banque puisse souhaiter ne pas provoquer des mouvements trop brusques du taux d'intérêt directeur, nous introduisons des termes de lissage de la fonction de réaction :

$$i_t = (1 - \rho_{1,t} - \rho_{2,t})i_t^* + \rho_{1,t}i_{t-1} + \rho_{2,t}i_{t-2} + \mu_t \quad (2.2)$$

où i_t représente le taux d'intérêt de la période t , $\rho_{i,t}$ sont les paramètres de lissage du taux d'intérêt jusqu'à possiblement deux retards (soit avec $i = 1, 2$; $\rho_{i,t} \in (0, 1)$) et μ_t accommode des déviations stochastiques par rapport à la composante systématique de la fonction de réaction.

2.2 Variantes du modèle d'analyse

Le modèle ci-dessus permet de représenter différentes versions possible de la fonction de réaction, comme l'indique le tableau (2.1), qui représentent les différentes spécifications qui ont été tirées du modèle de base. À titre d'exemple, si nous prenons la forme la plus restrictive (Modèle I) du modèle de base, la spécification correspond à la forme originale de [Taylor \(1993\)](#), sous réserve d'utiliser les mêmes définitions des variables représentant les écarts d'inflation et de production que l'auteur. Les différentes spécifications ont été inspirées par différents travaux, mais ont été adaptées pour les fins de ce travail, notamment avec l'utilisation des données tirées des projections du personnel de la Banque du Canada.

Pour toutes ces spécifications, nous avons retenu une seule mesure d'inflation, soit $\pi_{t+4}^e = \left(\frac{P_{t+4}^+}{P_t} - 1\right) * 100$, où P_{t+4}^+ est la projection en temps réel de l'indice de global des prix à la consommation construite par le personnel de la Banque du Canada pour la période t . Nous avons aussi retenu la projection en temps réel de l'écart de production construite par ce personnel.

Partant de l'équation (2.2), nous procédons à sa réécriture en termes de variables observées pour des fins d'estimation. Par définition, les valeurs réalisées du taux d'inflation et de l'écart de production sont égales à leurs valeurs anticipées à une erreur d'anticipation près :

$$\begin{aligned} \pi_{t+f} &= \pi_{t+f}^e + \varepsilon_{t+f}^\pi, \\ \tilde{y}_{t+f} &= \tilde{y}_{t+f}^e + \varepsilon_{t+f}^y. \end{aligned} \quad (2.3)$$

Il s'en suit que :

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+f} + \theta_y \tilde{y}_{t+f} + X_t' \theta_x] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

avec $\theta_r = r_t^N - \alpha \pi_t^*$, $\theta_\pi = 1 + \alpha$, $\theta_y = \beta$ et $\theta_x = \Gamma_t$ et où $\varepsilon_t = u_t - (1 - \rho_1 - \rho_2)(\theta_\pi \varepsilon_{t+f}^\pi + \theta_y \varepsilon_{t+f}^y)$ est une combinaison d'erreurs de prévision de la banque avec un choc exogène u_t , ε_t est donc orthogonal à toute variable de l'ensemble d'informations disponible.

Tableau 2.1: Modèles examinés

Équation générale : $i_t = (1 - \rho_{1,t} - \rho_{2,t})i_t^* + \rho_{1,t}i_{t-1} + \rho_{2,t}i_{t-2} + \varepsilon_t$ avec $i_t^* = \theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \Gamma_t$	Variables potentielles :
Modèle de base : $i_t = (1 - \rho_{1,t} - \rho_{2,t})i_t^* + \rho_{1,t}i_{t-1} + \rho_{2,t}i_{t-2} + \varepsilon_t$ Inspiré de (Clarida <i>et al.</i> (1998); Orphanides (2001) Orphanides (2003); Lachaine et Paquet (2019))	-Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'inflation -Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'écart de production. -taux de change entre le Canada et les États Unis -Indice de stress financier -taux des fonds fédéraux
Modèle I ($\rho_{1,t} = \rho_{2,t} = 0$ et $\Gamma_t = 0$) Inspiré de Orphanides (2001); Taylor (1993)	-Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'inflation -Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'écart de production.
Modèle II ($\Gamma_t = 0$) Inspiré de (Clarida <i>et al.</i> , 1998; Orphanides, 2001)	-Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'inflation -Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'écart de production.
Modèle III ($\rho_{2,t} = \Gamma_t = 0$) Inspiré de (Clarida <i>et al.</i> (1998)	-Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'inflation -Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'écart de production.
Modèle IV ($\rho_{2,t} = 0$) Inspiré de (Clarida <i>et al.</i> (1998); Orphanides (2001) Orphanides (2003); Lachaine et Paquet (2019))	-Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'inflation -Projection en temps réel sur quatre trimestres de l'écart de production. -taux de change entre le Canada et les États Unis -Indice de stress financier -taux des fonds fédéraux

Par ailleurs, nous considérons ici la possibilité que ces paramètres varient dans le temps. Plusieurs raisons peuvent justifier cette éventualité :

- le taux d'intérêt réel naturel a vraisemblablement diminué, comme le suggère les estimations de Wynne et Zhang (2018);
- le degré de persistance a pu changer;
- les pondérations accordées par les autorités monétaires à l'écart d'inflation comme à celle de la production ont pu varier sur la période considérée.

C'est pourquoi nous portons une attention particulière à documenter empiriquement la présence d'instabilité de certains paramètres.

CHAPITRE III

ESTIMATIONS ET INFÉRENCES

Notre objectif est de trouver une spécification empirique adéquate d'une fonction de réaction de la politique monétaire, afin d'imiter la situation des décideurs de la Banque du Canada au moment de leurs prises de décisions. Dans cette section nous présentons la méthodologie utilisée à cette fin.

Dans notre quête pour une représentation empirique, en raison des solutions évoquées en amont à travers les trois enjeux repris dans la littérature et, notamment, avec l'avantage possible des estimateurs MCO (voir [\(Carvalho *et al.*, 2018\)](#)), celui des GMM pour faire face à des problèmes d'endogénéité si les instruments ne sont pas trop faibles (voir [Clarida *et al.* \(1998\)](#)) et celui des méthodes à changements de régime face à des changements structurels potentiels (voir [Boivin \(2005\)](#); [Sims et Zha \(2006\)](#); [Murray *et al.* \(2015\)](#)), nous avons eu recours à trois méthodes d'estimation afin de mesurer et comparer la performance locale de différentes spécifications les unes relativement aux autres pour évaluer la robustesse et stabilité des paramètres.

Ces méthodes sont : la méthode des moindres carrés ordinaires, la méthode des moments généralisés et la méthode de changement de régime de Markov. Nous présentons brièvement les méthodes dans les lignes qui suivent.

3.1 Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

Sous certaines hypothèses, notamment celles des modèles de régression linéaire classique, nous pouvons estimer ce modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cette méthode

consiste à minimiser la somme des carrés des résidus. Partant de l'équation (2.1), on pose que :

$$i_t = h(X_t; \Theta) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

où $h(\cdot)$ est une fonction des variables explicatives représentées par la matrice X_t , Θ une matrice de paramètres, et ε_t , le terme d'erreur. Nous pouvons réécrire cette équation comme :

$$\varepsilon_t = i_t - h(X_t; \Theta) \quad (3.2)$$

La MCO procède par la sélection des valeurs pour Θ en minimisant la somme des carrés de cette différence. Ainsi, l'estimateur MCO $\hat{\Theta}$ de Θ minimise la fonction objectif $S(\cdot)$:

$$S(\hat{\Theta}) \equiv \sum_{t=1}^T (i_t - h(X_t; \hat{\Theta}))^2. \quad (3.3)$$

À la condition que les vrais termes d'erreurs soient orthogonaux aux régresseurs dans la spécification,

$$\mathbb{E}_t[X_t' \varepsilon_t] = 0 \quad (3.4)$$

et qu'il ait absence de dépendance temporelle et d'hétéroscédasticité, alors l'estimateur a des propriétés intéressantes dont celle d'être le meilleur estimateur linéaire non biaisée, en ce sens qu'il a la plus petite variance dans la classe de tous les estimateurs linéaires non biaisés. Il est aussi asymptotiquement convergent et efficient.

3.2 Estimation par la méthode des moments généralisés (GMM)

La possibilité d'endogénéité due à l'utilisation des variables anticipées conduit à des estimateurs de moindres carrés (linéaires ou non linéaire) biaisés et non convergents. La méthode des moments généralisés (Hansen, 1982) permet en principe de gérer ces problèmes. En considérant Z_t comme un vecteur d'instruments, sous l'hypothèse de rationalité dans la formation des attentes des agents économiques, les éléments du vecteur Z_t sont orthogonaux à ε_t , tout en étant suffisamment corrélés avec les dérivées premières de la fonction $h(\cdot)$ par rapport à chaque coefficient. On peut écrire :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_t[Z_t'\varepsilon_t] &= 0, \\ \mathbb{E}_t[Z_t'(i_t - h(X_t; \theta))] &= 0.\end{aligned}\tag{3.5}$$

Par conséquent, si nous définissons une fonction $f(\cdot)$ telles que :

$$f(\theta, i_t, Z_t, X_t) = Z_t'(i_t - h(X_t; \theta)),\tag{3.6}$$

nous pouvons écrire la condition d'orthogonalité comme

$$\mathbb{E}[f(\theta, i_t, Z_t, X_t)] = 0,\tag{3.7}$$

qui est l'expression de notre moment théorique. Nous pouvons ainsi formuler une expression pour la moyenne empirique des valeurs de $f(\theta, i_t, Z_t, X_t)$, que nous pouvons définir comme :

$$g_T(\theta, i_t, Z_t, X_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(\theta, i_t, Z_t, X_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t'(i_t - h(X_t; \theta)).\tag{3.8}$$

L'objectif est de choisir l'estimateur de θ qui rapproche autant que possible $g_T(\theta, i_t, Z_t, X_t)$ de la valeur nulle de son équivalent théorique $\mathbb{E}[f(\theta, i_t, Z_t, X_t)]$. Cet estimateur $\hat{\theta}_T$ du vecteur θ minimise une fonction de perte :

$$\hat{\theta}_T = \arg \min_{\theta} Q(\theta, i_t, Z_t, X_t),\tag{3.9}$$

telle que

$$Q(\theta, i_t, Z_t, X_t) = g_T(\theta, i_t, Z_t, X_t)' W_T g_T(\theta, i_t, Z_t, X_t).\tag{3.10}$$

où W_T est une matrice symétrique définie positive. Dans ce travail, nous avons utilisé la matrice de pondération HAC (Heteroskedastic-Autocorrelation-Consistent) de [Newey et West \(1987\)](#). Les résultats devraient nous donner des estimés asymptotiquement robustes à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation.

Il est important de choisir avec soin les variables instrumentales pour l'estimation des modèles. L'ajout de variables instrumentales accroît l'efficacité asymptotique, mais en petits échantillons,

elle augmente également le biais.

Les instruments doivent être non corrélés avec les erreurs. Dans ce contexte, les valeurs retardées des régresseurs, et donc prédéterminées, semblent être des candidats naturels. En outre, ces instruments doivent respecter deux conditions ; (1) Ils doivent être corrélés avec la dérivée des moments par rapport aux paramètres à estimer, et (2) $E[w'_t u_t] = 0$, i.e les instruments appropriés doivent être orthogonal au vecteur des moments.

Pour ce qui est de la première, elle peut être jugée par une simple régression des dérivées des moments par rapport aux paramètres i.e $\frac{\delta h(x_t, \beta)}{\delta \beta'}$ sur l'ensemble du vecteur des instruments. Une des statistiques couramment utilisées ici pour évaluer le pouvoir explicatif des instruments est le " R^2 " de cette régression, ou le R^2 ajusté pour tenir compte du nombre d'intrants (voir [Shea \(1997\)](#)).

Pour ce qui est de la deuxième exigence pour un bon instrument, l'indépendance de l'instrument par rapport aux erreurs est vérifiée en utilisant un *test de sur-identification*. Nous pouvons alors tester si les instruments sont non corrélés avec le terme d'erreur des conditions des moments correspondantes.

Dans l'estimation par GMM ([Hansen, 1982](#)), les tests de sur-identification sont basés sur le principe que si la condition (3.7) tient, alors $g_T(\hat{\theta}, i_t, Z_t, X_t)$ doit être approximativement égal à zéro. La statistique de test de sur identification des restrictions est donnée par :

$$J_T = T g_T(\hat{\theta})' \hat{S}_T^{-1} g_T(\hat{\theta}) \quad (3.11)$$

où \hat{S}_T une matrice semi-définie positive. La statistique J a une distribution chi-carré, soit χ^2_{j-k} , où j est le nombre d'instruments et k le nombre de paramètres estimés. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle si la statistique J est supérieure à la valeur critique pour un niveau de signification donné.

3.2.1 Test d'inadéquation scientifique de la forme fonctionnelle

Dans l'analyse de régression, nous vérifions souvent les hypothèses du modèle économique en présence. L'une des principales hypothèses est que le modèle ne comporte pas de variables omises et qu'il est correctement spécifié. Ramsey (1969) a développé un test de variable omise, qui utilise essentiellement les puissances (2,3 ou 4) des valeurs prédites de la variable dépendante pour vérifier si le modèle a un problème de variable omise. L'intuition derrière le test est que si les combinaisons non linéaires des variables explicatives ont un quelconque pouvoir pour expliquer la variable de réponse, le modèle est mal spécifié dans le sens où le processus de génération de données devrait inclure une ou des variables qui s'avèrent être corrélées avec une combinaison linéaire du carré, cube et puissance 4 de la valeur prédite par le modèle. Le test de Ramsey (RESET) requiert l'estimation d'une équation tel que :

$$y_t = x_t\beta + [\hat{y}_t^2, \hat{y}_t^3, \hat{y}_t^4]'\Lambda + \mu_t \quad (3.12)$$

où y est le vecteur contenant les variables dépendantes, X la matrice contenant les variables explicatives, et ε le terme d'erreur. Le test de Ramsey exécute un test F standard de $\Lambda = 0$.

3.2.2 Test de stabilité structurelle

Nous avons évalué la stabilité des coefficients en procédant à des régressions récursives. Notons qu'une régression récursive est une procédure qui consiste à estimer une succession de régressions en augmentant progressivement le nombre d'observations. On estime d'abord le modèle avec les $K+2$ premières observations (modèle à un degré de liberté) puis on incorpore l'observation suivante et on re-estime le modèle, ainsi de suite jusqu'à T (le nombre d'observations totales disponibles).

Dans la mesure où un coefficient a une valeur sous-jacente invariante, on s'attendrait à ce que les estimations récursives pour un paramètre donné convergent vers une valeur stable sur l'ensemble de l'échantillon une fois franchie une taille raisonnable d'observations dans l'échantillon. Par contre, si le paramètre sous-jacent changeait, l'estimé obtenu pour la totalité de l'échantillon se retrouverait vraisemblablement à l'extérieur de l'intervalle de confiance de 95%

de certains autres sous-échantillons récurrents de taille différente.

3.3 Estimation par la méthode de changement de régime de Markov

Le changement de régime suppose différents modèles de régression associés à chacun des régimes. Soit X_t la matrice des régresseurs, la moyenne conditionnelle de i_t , le taux d'intérêt à un jour, dans le régime m est censée être linéaire tel que :

$$\mu_t(m) = X_t' \Theta \quad (3.13)$$

où Θ est un vecteur des coefficients k indexé par le régime m . Nous supposons que les erreurs de régressions sont normalement distribuées avec une variance qui dépend du régime. Ainsi nous avons le modèle :

$$i_t = \mu_t(m) + \sigma(m)\varepsilon_t \quad (3.14)$$

quand $s_t = m$, où ε_t est i.i.d distribué selon une loi normale. On peut écrire $\sigma(m) = \sigma_m$. La contribution de la vraisemblance pour une observation donnée peut-être formulée comme :

$$L(\Theta, \sigma, \delta) = \sum_{m=1}^M \frac{1}{\sigma_m} \phi \left(\frac{i_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)} \right) . P(s_t = m | 1, \delta) \quad (3.15)$$

où $\Theta = (\theta_1, \theta_2)$, $\sigma = (\sigma_1, \sigma_2)$, δ sont les paramètres qui déterminent le régime de probabilité, $\phi(\cdot)$ est la fonction de densité normale et en maintenant l'hypothèse que la matrice de probabilité de transition est constante.

En supposant un modèle markovien de changement de régime, les probabilités des deux états pour chaque variable latente suivent un processus de Markov du premier ordre avec les probabilités de transition données par :

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (3.16)$$

où $i, j = 0, 1, 2$, avec $p_{ij} = Pr(S_t = j | S_{t-1} = i)$ est la probabilité de transition de l'état $S_{t-1} = i$ au temps $t - 1$ à l'état $S_t = j$ au temps t , $i, j = 1, 2$. Ces probabilités sont supposées invariantes à

travers le temps ¹. Les probabilités initiales du régime sont fixées aux valeurs ergodiques (état stable) impliquées par la matrice de transition de Markov. Ainsi, partant des équations de notre modèle nous avons :

$$i_t = (1 - \rho_{S_t})[\theta_{0,S_t} + \theta_{\pi,S_t}\pi_{t+f} + \theta_{y,S_t}\hat{y}_{t+f} + \theta_{x,S_t}x_t] + \rho_{S_t}i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Si $S_t = m$, nous disons que nous sommes dans le régime m au temps t ($m = 1$ ou 2). En somme, nous avons :

$$\begin{aligned} \rho_{S_t} &= \rho_0(1 - S_t) + \rho_1 S_t, \\ \theta_{0,S_t} &= \theta_{0,0}(1 - S_t) + \theta_{0,1} S_t, \\ \theta_{\pi,S_t} &= \theta_{\pi,0}(1 - S_t) + \theta_{\pi,1} S_t, \\ \theta_{y,S_t} &= \theta_{y,0}(1 - S_t) + \theta_{y,1} S_t, \\ \theta_{x,S_t} &= \theta_{x,0}(1 - S_t) + \theta_{x,1} S_t. \end{aligned} \quad (3.18)$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'équation (3.17) comme :

$$i_t = X_t' \Theta_m + \rho_{S_t} i_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.19)$$

où

$$X_t = [1 - S_t, S_t, (1 - S_t)\pi_{t+f}, S_t\pi_{t+f}, (1 - S_t)y_{t+f}, S_t y_{t+f}, (1 - S_t)x_{t+f}, S_t x_{t+f}] \quad (3.20)$$

et

$$\Theta_m = (1 - \rho_{S_t})[\theta_{0,0}, \theta_{\pi,1}, \theta_{\pi,0}, \theta_{\pi,1}, \theta_{y,0}, \theta_{y,1}, \theta_{x,0}, \theta_{x,1}]. \quad (3.21)$$

Les deux états de chaque variable latente sont postulés suivre un processus de Markov du premier ordre avec des probabilités de transition notées par : $p_{ij} = Pr(S_t = j | S_{t-1} = i)$. où $i, j = 0, 1$.

1. Les étapes pour l'évaluation de la vraisemblance peuvent être consultées dans [Markit \(2020\)](#)

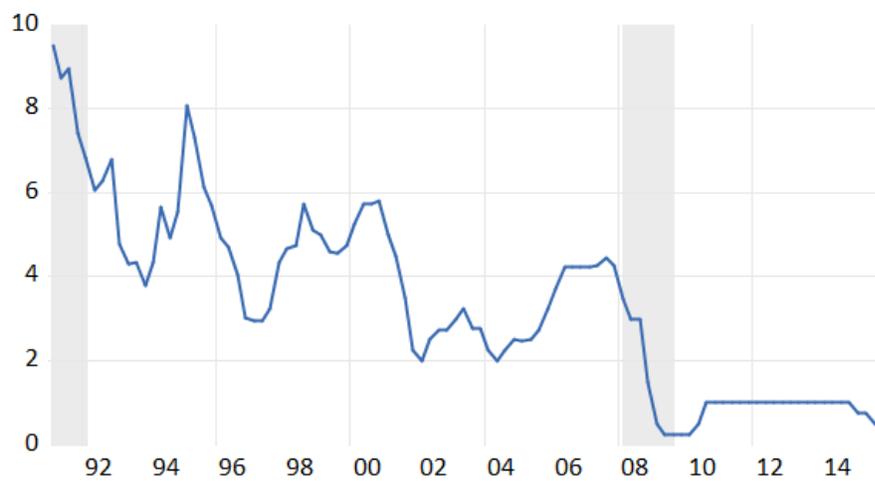
CHAPITRE IV

DONNÉES

Dans ce chapitre, nous présentons les données trimestrielles employées dans notre travail tiré des projections du personnel de la Banque du Canada. Une présentation plus détaillée de cette dernière se trouve en annexe. Pour nos fins, nous considérons la période qui s'étend de 1991 :Q1 à 2015 :Q4. Nous portons ici un regard sur les variables traditionnellement utilisées pour la règle de [Taylor \(1993\)](#), puis sur les différentes variables utilisées comme régresseurs.

- **Le taux d'intérêt directeur** : Nous avons utilisé pour données du taux directeur la variable reproduite dans la banque de données qui regroupe les projections du personnel de la Banque du Canada pour la période.

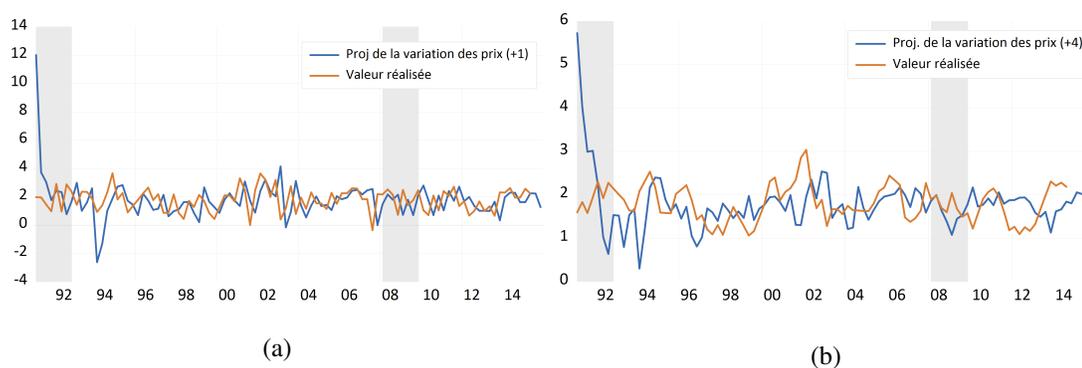
Figure 4.1: Le taux d'intérêt directeur



On observe une tendance baissière du taux directeur sur l'ensemble de la période. Le taux directeur a atteint un creux historique entre 2008-2009 dans le contexte de la crise économique et financière d'alors, qui a commencé aux États-unis.

- **Le taux d'inflation** : Nous avons utilisé l'indice des prix à la consommation excluant les huit composantes les plus volatiles et les effets des modifications des impôts indirects.

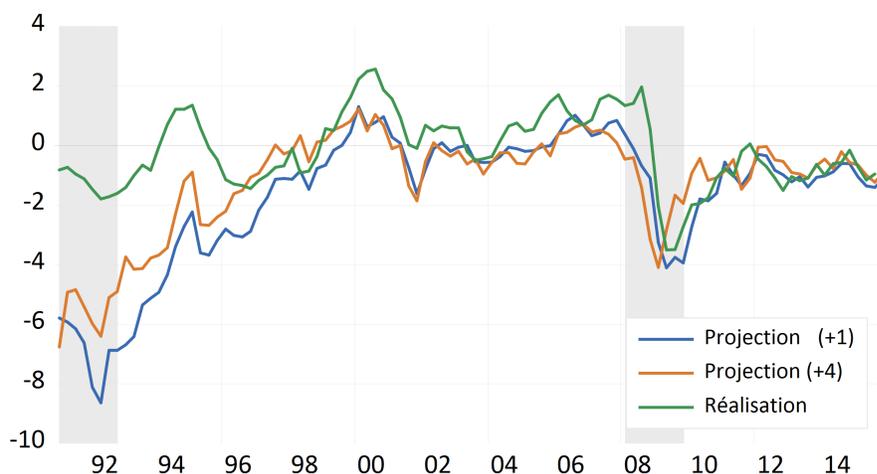
Figure 4.3: Le taux d'inflation



A noter qu'en 1991 :Q1, l'entrée en vigueur de la TPS explique le saut observé dans le niveau des prix causé par l'élargissement de l'assiette fiscale qui l'a accompagnée.

- **L'écart de production** : Cet écart est calculé directement par le personnel de la Banque du Canada, et, est défini comme la différence entre la production réelle de l'économie et sa production potentielle. Les chiffres sont exprimés comme différence entre le logarithme du PIB réel et le logarithme du PIB potentiel.

Figure 4.4: L'Écart de production



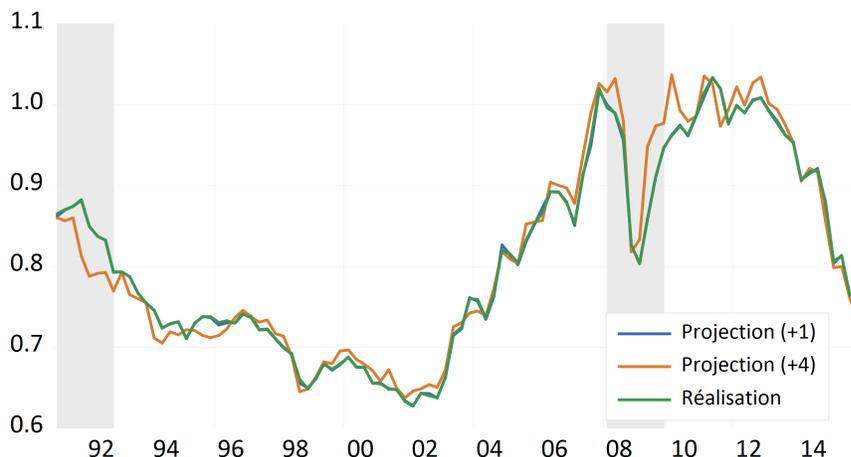
On observe qu'avec la récession mondiale des années 2008-09, l'économie canadienne a affiché un important écart négatif de production, atteignant même un creux de 4% en 2009.

Notons que le Canada étant une petite économie ouverte, il est convenable que la Banque du Canada puisse réagir à d'autres variables que l'écart de production et l'inflation. En raison de sa structure économique fortement dépendante de ses exportations (notamment de ses ressources naturelles), en plus de son grand degré d'ouverture sur les marchés extérieurs et de manière prépondérante avec les États-Unis, il y a lieu de s'interroger sur l'influence spécifique du taux de change et des taux d'intérêt américains dans la conduite de la politique monétaire, en sus variables prises en compte dans les versions simples de la règle de Taylor.

Par ailleurs, en rapport avec les préoccupations récentes de la Banque du Canada sur l'instabilité financière, il est donc pertinent d'évaluer, de manière particulière, le rôle potentiel des tensions financières, mesuré ici par l'Indice de Stress financier (ISF) construit par Duprey (2019).

— **Le taux de change** : Nous avons utilisé les valeurs historiques du personnel de la Banque du Canada. Cette variable représente la moyenne trimestrielle du taux de change nominal États-Unis/Canada, exprimé en dollars américaine par dollars canadien.

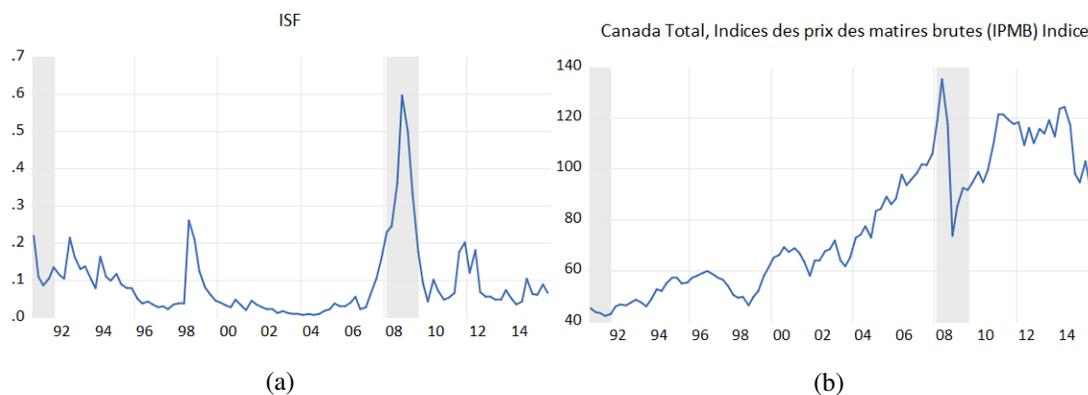
Figure 4.5: Le taux de change



On observe comme pour les autres variables, une légère divergence avec les prévisions pendant les périodes de récession. On constate que le taux de change a reculé de manière importante pendant la récession 2008-09. Aussi le dollar canadien est resté près de la parité avec le dollar américain sur la période 2010-2012, puis s'est déprécié en 2013.

Par ailleurs, nous avons aussi utilisé une mesure récente des tensions financières canadiennes (Indice de Stress financier, ISF) construite par [Duprey \(2019\)](#). [Lachaine et Paquet \(2019\)](#) ont utilisé cette série et ont montré sa significativité dans la détermination des taux d'intérêt au Canada. Cette variable mesure les tensions financières au Canada capturées sur sept différents marchés. De même, nous avons utilisé la variation en pourcentage de l'indice de prix des matières premières brutes tiré de Statistique Canada, de janvier 1981 à décembre 2018 que nous avons pris en différence pour cause de non-stationnarité.

Figure 4.7: L'Indice de stress financier et l'Indice des prix de matières premières brutes



On remarque que sur tout l'échantillon, le secteur financier a connu plusieurs épisodes pour lesquelles le niveau de stress a augmenté. En particulier, nous constatons un changement important survenu lors de la récession 2008-09. D'une part, on observe une nette augmentation du stress financier. Sur la figure (4.7b), on observe une baisse considérable de l'indice des prix des matières premières brutes dans la même période, ce qui est en accord avec la conjoncture économique pendant de cette crise.

CHAPITRE V

RÉSULTATS

Dans ce chapitre nous présentons les résultats de nos estimations. Notons que des tests de non-stationnarité ont été menés préalablement sur les séries. L'ensemble des résultats nous suggèrent que les variables ne semblent pas posséder de racine unitaire sur l'ensemble de l'échantillon considéré (1991 :Q1 à 2015 :Q4).

Pour des raisons historiques, nous présentons dans la première moitié de ce chapitre, les résultats obtenus avec la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO) et celle des moments généralisés (GMM), tout en faisant l'hypothèse de la constance des paramètres de la fonction de réaction à travers le temps. Nous examinons aussi les estimations récursives des coefficients pour vérifier s'il y a un changement ou une rupture dans les valeurs estimées. Puis, nous présentons les résultats obtenus en levant l'hypothèse de constance des paramètres dans la deuxième moitié. Dans cette deuxième moitié, nous utilisons un modèle de changement de régime de Markov. Notons qu'une évaluation de la qualité des instruments utilisés dans l'estimation avec le GMM a été effectuée. Les résultats relatifs à la corrélation entre les instruments et la première dérivée par rapport aux coefficients sont présentés en annexe (annexe A). Par ailleurs, les résultats de tests de suridentification reproduits dans les tableaux de ce chapitre ne suggèrent pas de rejets aux niveaux conventionnels de significativité statistique. Sur cette base, nous maintenons l'hypothèse que nous sommes en présence d'un ensemble d'instruments valides. Face à une possibilité de biais de simultanités, nous allons concentrer notre discussion aux résultats issus de GMM.

5.1 Approche d'estimation à régime fixe

En accord avec la théorie et les résultats empiriques relatifs à l'estimation des fonctions de réactions à la Taylor, on s'attendrait à ce que les coefficients du taux réel naturel, de l'écart de production et de l'inflation soient tous positifs. En outre, on s'attendrait aussi que le paramètre de lissage soit inférieur à l'unité, étant donné que le lissage n'est pas le seul objectif de la banque, mais qu'il soit plutôt élevé reflétant le souci par la banque centrale de ne pas changer brusquement le taux directeur. Enfin, le coefficient relatif à l'inflation devrait être supérieur à l'unité, si le principe de Taylor est vérifié vraisemblablement en conformité avec la poursuite de la cible officielle d'inflation.

Les résultats obtenus après estimation par MCO et GMM sont présentés dans le tableau (5.1) ci-dessous. Pour le modèle de base, on observe, contrairement au coefficient du deuxième retard, la significativité de celui du premier retard dans les deux approches d'estimation. Le coefficient d'inflation est positif et, contrairement à MCO, les résultats obtenus par GMM montrent que le principe de Taylor a été respecté ($\theta_\pi > 1$). Toujours par GMM, à l'exception de l'écart de production, on constate que les coefficients des autres variables sont significatifs et ont des signes attendus. Notons aussi que le modèle n'est pas rejeté par le test de RESET.

Tableau 5.1: Estimation par MCO et GMM, de 1991 à 2015

Modèle de base : $i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \Gamma_t] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t$											
	ρ_1	ρ_2	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}	$R^2/R^2(\text{ajust})$	J-stat	Reset
MCO	0.7197	-0.0589	-0.1011	0.8996	-0.3262	-1.5467	-0.6280	0.7911	0.9312/0.9257	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.5540)	(0.9512)	(0.0357)	(0.0163)	(0.4515)	(0.7201)	(0.0000)	-	-	(0.4546)
GMM	0.6928	0.0024	-5.3059	1.8165	-0.0647	-2.3802	0.4730	0.7108	0.9193/0.9124	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.9561)	(0.0000)	(0.0000)	(0.6008)	(0.0110)	(0.0000)	(0.0000)	-	(0.9914)	(0.6650)
Modèle I : $i_t = \theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \varepsilon_t$											
	ρ_1	ρ_2	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}	$R^2/R^2(\text{ajust})$	J-stat	Reset
MCO	-	-	1.4014	1.0074	-0.4299	-	-	-	0.2271/0.2110	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	-	-	(0.0221)	(0.0022)	(0.0003)	-	-	-	-	-	(0.0000)
GMM	-	-	3.0979	0.0885	-0.3597	-	-	-	-0.01269/-0.03596	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	-	-	(0.0191)	(0.8925)	(0.0956)	-	-	-	-	(0.8288)	(0.0000)
Modèle II : $i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4}] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \varepsilon_t$											
	ρ_1	ρ_2	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}	$R^2/R^2(\text{ajust})$	J-stat	Reset
MCO	0.9498	0.0048	-0.6348	2.6246	1.8279	-	-	-	0.9155/0.9119	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.9644)	(0.9224)	(0.4741)	(0.3464)	-	-	-	-	-	(0.9953)
GMM	0.9770	-0.0073	-7.0964	6.8841	3.1509	-	-	-	0.8973/0.8925	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.9298)	(0.5000)	(0.2756)	(0.1194)	-	-	-	-	(0.8155)	(0.8912)
Modèle III : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$											
	ρ_1	ρ_2	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}	$R^2/R^2(\text{ajust})$	J-stat	Reset
MCO	0.9515	-	1.8806	1.2140	1.8672	-	-	-	0.9202/0.9177	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	-	(0.7047)	(0.6468)	(0.2913)	-	-	-	-	-	(0.9345)
GMM	0.9685	-	-6.8762	6.7198	3.1081	-	-	-	0.8972/0.8936	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	-	(0.4822)	(0.2531)	(0.1049)	-	-	-	-	(0.8543)	(0.9418)

Note : x_1 est l'ISF, x_2 est le taux de change et x_3 est le fedfunds

Dans le modèle I, plus directement analogue à celui de Taylor (1993), les signes de la constante et ceux des coefficients d'inflation sont tels qu'attendus. Avec l'approche par MCO, le coefficient de l'inflation est légèrement supérieur à l'unité, contrairement à l'approche par GMM. Les résultats obtenus par MCO sont tous significatifs, mais on note ici que le modèle est rejeté par le test de RESET dans les deux approches d'estimation. En observant graphiquement les estimés récurrents du modèle I (figure 5.1), on constate que sans la prise en compte de lissage du taux directeur, l'estimateur MCO ne révèle pas nécessairement un bris dans l'ensemble des coefficients estimés. Par contre, sur base de l'estimation par GMM, les trois coefficients semblent avoir changé à travers l'échantillon.

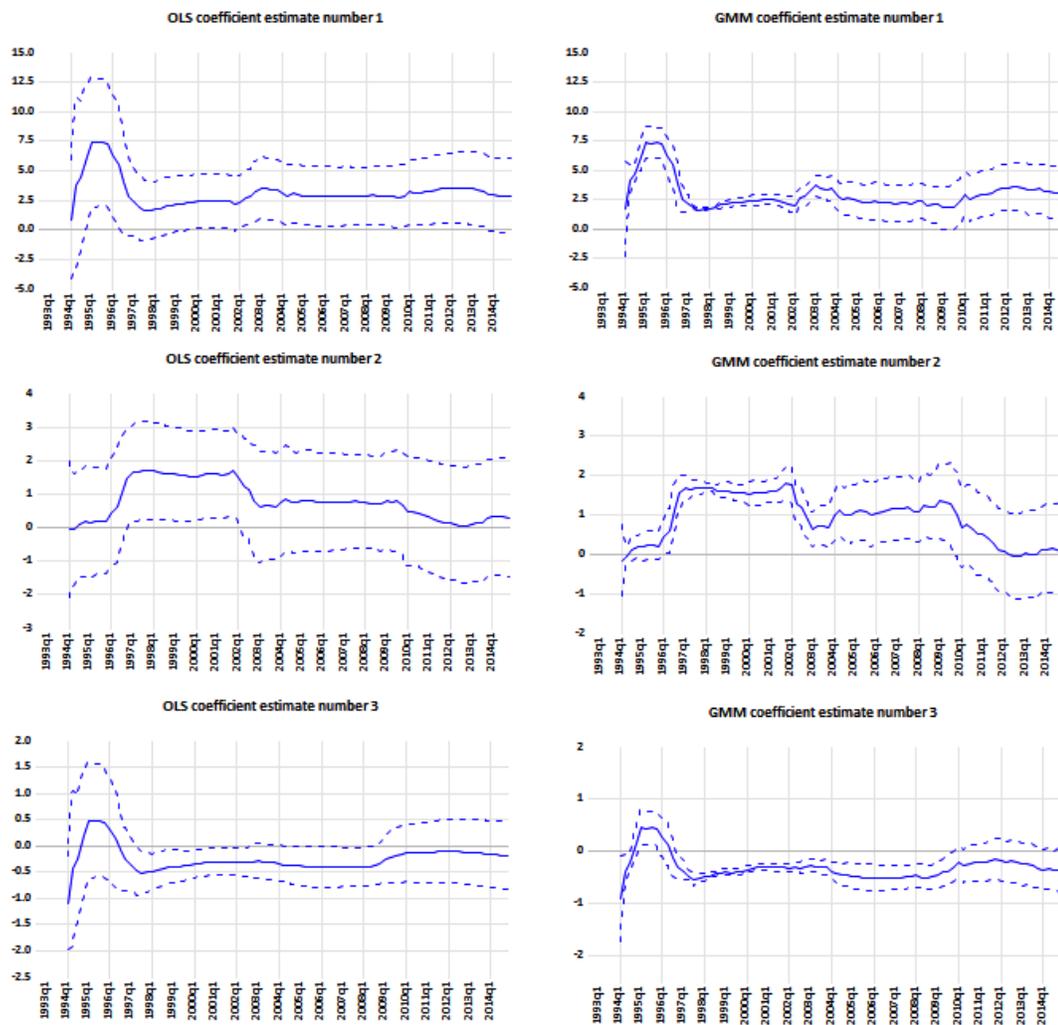
Dans le modèle II comme dans le modèle de base, on observe la significativité du premier retard et la non-significativité du second. Les signes de la constante et du coefficient d'inflation sont les mêmes que pour le modèle de base. Ici, dans les deux approches, le principe de Taylor est respecté et l'écart de production est positif. Par ailleurs, à l'exception du paramètre de lissage, aucun des coefficients n'est significatif. Dans cette spécification, en vertu des résultats obtenus par GMM (figure 5.2), les paramètres de lissage n'apparaissent pas être affligés de changement

structurel, alors que ρ_1 est uniquement significatif, mais les trois autres coefficients auraient varié sur l'échantillon.

Dans le modèle III, on constate toujours la significativité du paramètre de lissage, mais comme dans le modèle II, à l'exception du lissage, les coefficients sont non significatifs. Ici aussi, l'estimation récursive par GMM (figure 5.3) supporte l'existence de bris structurel dans les coefficients clés de la fonction de réaction, voire dans le paramètre de lissage. Notons aussi que les signes des coefficients de l'inflation et de l'écart de production sont tels qu'attendus et le principe de Taylor est respecté.

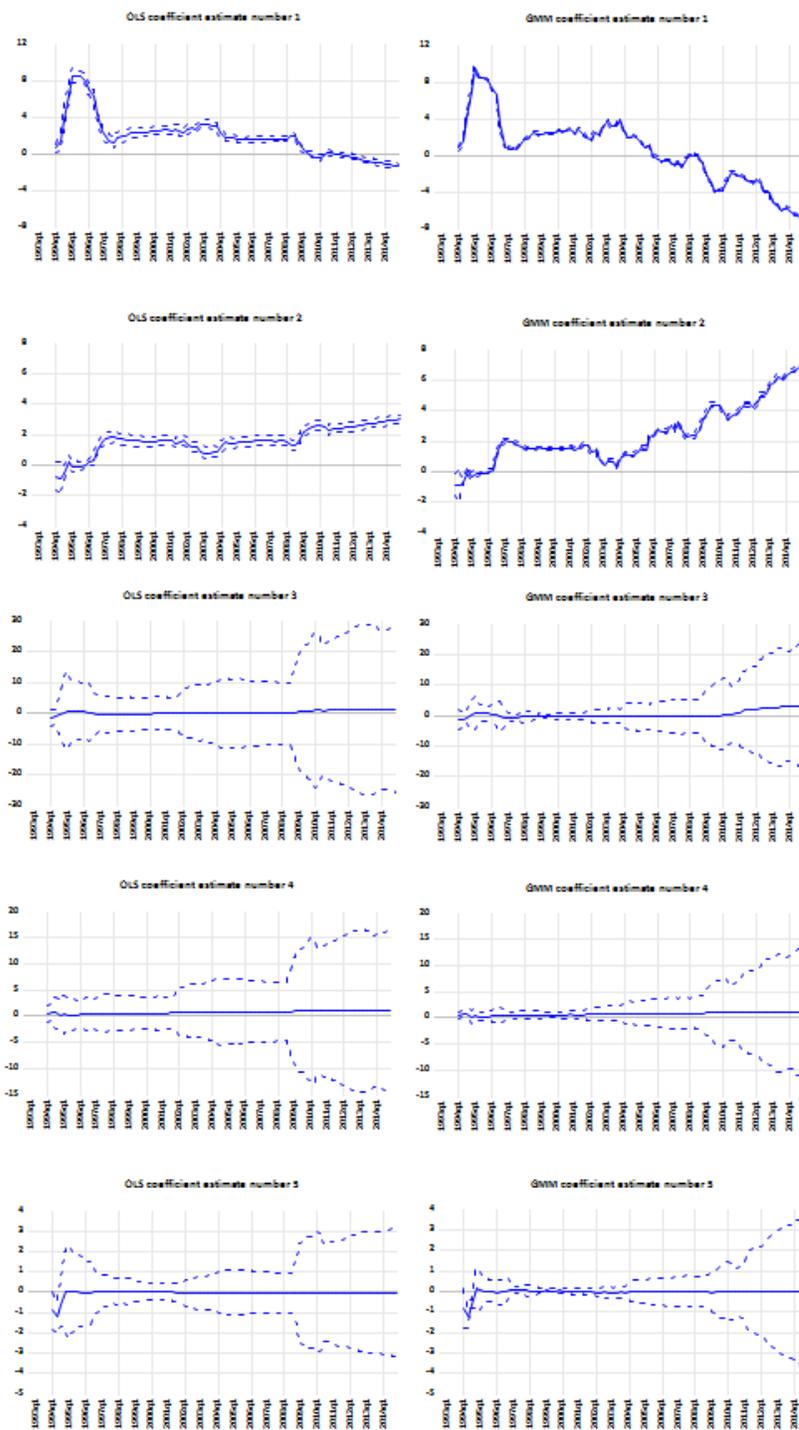
Globalement, ces premiers résultats empiriques suggèrent l'importance d'une persistance qui caractérise la dynamique du taux directeur. Aussi, à l'exception du modèle I, le test du RESET ne rejette pas la forme considérée, mais il est possible que celui-ci s'avère insuffisamment puissant pour détecter des problèmes d'inadéquation statistique de ces spécifications. Les coefficients estimés par MCO affichent de plus grands écarts-types et intervalles de confiance que ceux obtenus par GMM. C'est pourquoi l'estimation récursive par GMM tend à présenter plus clairement des signes d'instabilité que l'estimation récursive par MCO. De plus, comme le montre les estimées récursifs, plusieurs des paramètres des différentes spécifications suggèrent une instabilité significative de leurs valeurs. Cette instabilité est souvent particulièrement marquée pour le coefficient θ_r , θ_π et θ_y . Conséquemment, les estimateurs MCO et GMM de ces spécifications sont vraisemblablement biaisés.

Figure 5.1: Estimés récursifs du modèle I



Note : $i_t = \theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \varepsilon_t$,
 où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$ et $\theta_y = c(3)$

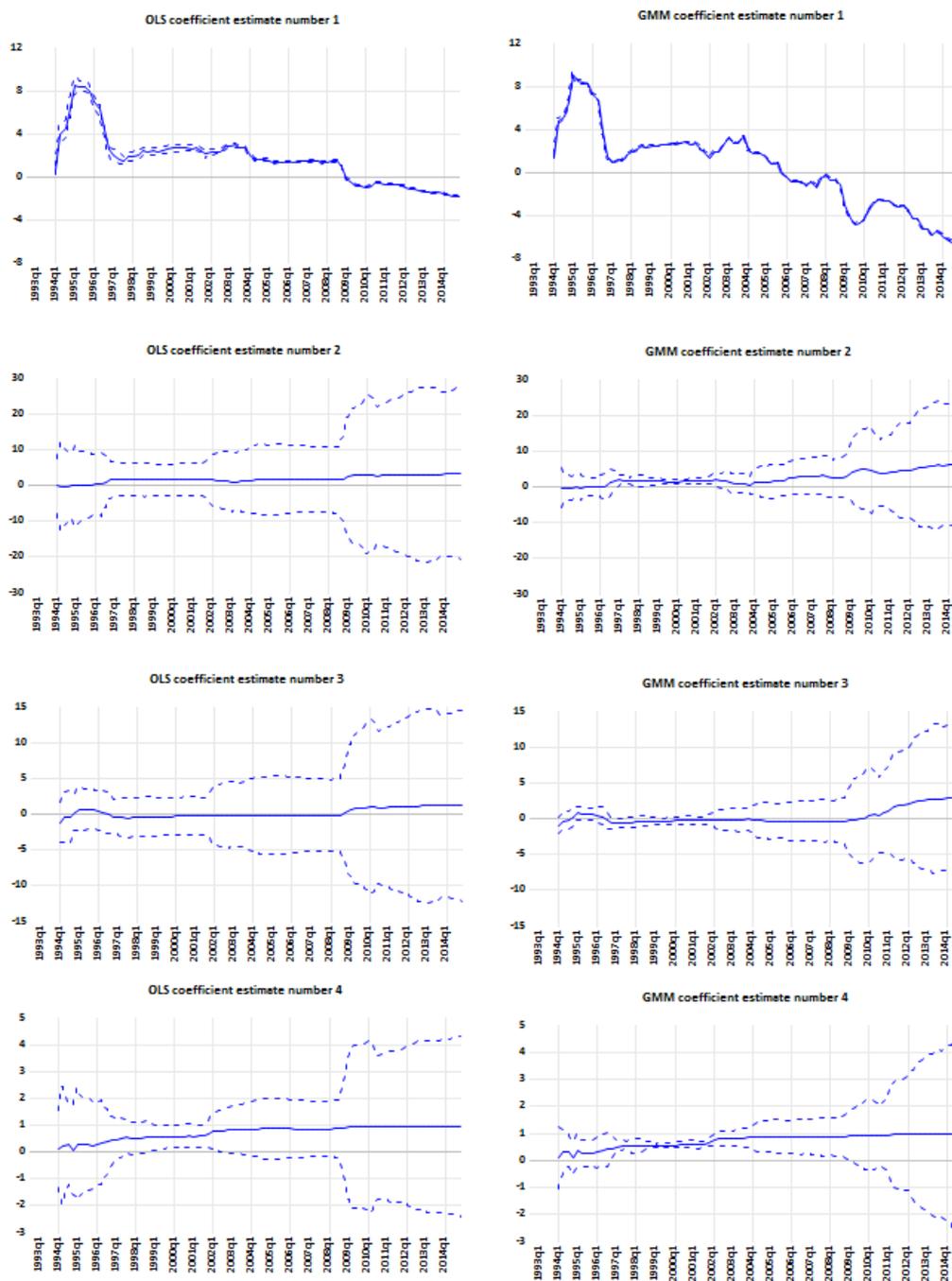
Figure 5.2: Estimés récursifs du modèle II



$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4}] + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$, $\theta_y = c(3)$ et $\rho_1, \rho_2 = c(4), c(5)$

Figure 5.3: Estimés récursifs du modèle III



$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$, $\theta_y = c(3)$ et $\rho_1 = c(4)$

Étant donné la non-significativité de ρ_2 , nous choisissons de conserver uniquement un retard du taux directeur dans notre spécification pour capter le lissage du taux d'intérêt dans la fonction de réaction. Nous considérons maintenant la contribution potentielle de chacune des variables incluses dans le modèle de base ci-haut. Le tableau suivant montre l'ajout de ces différentes variables comme régresseurs.

Tableau 5.2: Ajout/Remplacement de variables additionnelles, de 1991 à 2015

Spécification I : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \theta_x] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$ où x_t est le taux de change usca								
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_x	$R^2/R^2(\text{ajusté})$	J-stat	Reset
MCO	0.9364	6.8459	1.3813	1.2582	-6.7869	0.9206/0.9172	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.3512)	(0.4992)	(0.3284)	(0.4204)	-	-	(0.7822)
GMM	0.9408	0.3428	5.0607	0.1107	-7.7569	0.8984/0.8936	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.9454)	(0.0261)	(0.8766)	(0.0539)	-	(0.9341)	(0.0033)
Spécification II : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_x x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$ où x_t est l'indice de stress financier								
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_x	$R^2/R^2(\text{ajusté})$	J-stat	Reset
MCO	0.9457	3.4239	0.8682	1.2565	-16.1835	0.9215/0.9181	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.4680)	(0.7145)	(0.3480)	(0.2847)	-	-	(0.7821)
GMM	0.9586	-0.1999	3.8654	0.1018	-43.3706	0.9002/0.8955	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.9741)	(0.2901)	(0.8965)	(0.0379)	-	(0.9513)	(0.7927)
Spécification III : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_x x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$ où x_t est le taux des fonds fédéraux								
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_x	$R^2/R^2(\text{ajusté})$	J-stat	Reset
MCO	0.6723	-0.4508	0.7314	-0.2241	0.8142	0.9337/0.9309	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.5166)	(0.0447)	(0.0864)	(0.0000)	-	-	(0.5569)
GMM	0.7117	-1.9664	1.6194	-0.3301	0.8021	0.9158/0.9119	-	-
(<i>sign. marginale</i>)	(0.0000)	(0.0167)	(0.0008)	(0.0256)	(0.0000)	-	(0.9449)	(0.8131)

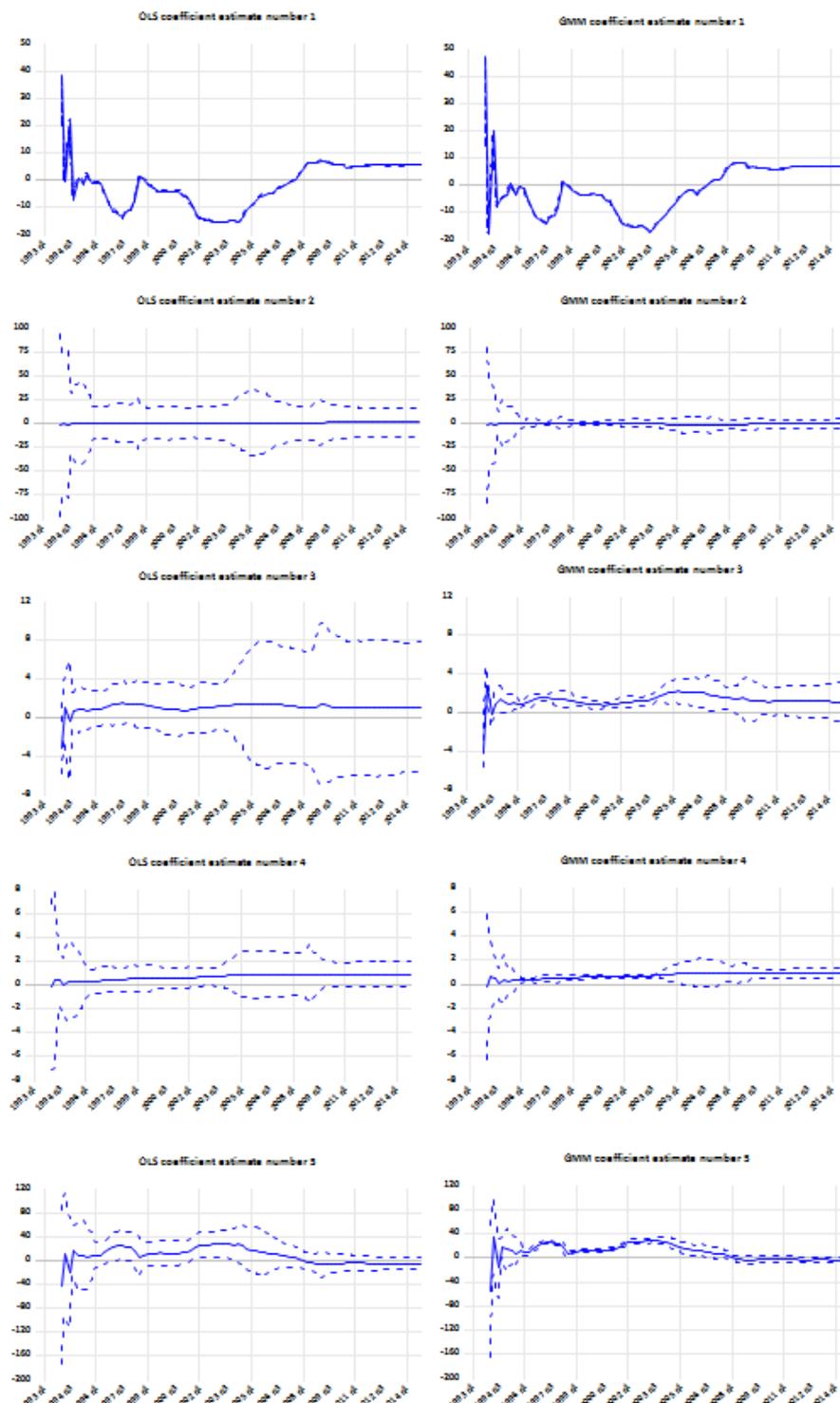
Pour la spécification I, dans les deux approches, on observe la significativité du retard. À l'exception du signe du coefficient du taux de change, les coefficients des autres variables ont des signes tels qu'attendus. Les résultats obtenus par GMM suggèrent que la Banque du Canada aurait appliqué une politique plutôt agressive (avec un coefficient largement supérieur à un), bien que cette spécification soit rejetée par le test de RESET. En observant les estimés récursifs, on constate qu'avec la prise en compte du taux de change, les deux approches révèlent un bris dans les coefficients du taux de change et de la constante. Il semble aussi que les coefficients clés de la fonction de réaction ont changé sur l'échantillon.

Pour la spécification II, on observe, qu'à l'exception du signe de la constante obtenu par GMM, l'ensemble des signes sont tels qu'attendus. On constate cependant que seul le coefficient du

retard dans les deux approches et celui de l'ISF estimé par GMM sont significatifs. Ici, l'estimation récursive par GMM montre l'existence des bris dans la plupart des coefficients de la fonction de réaction. On peut même constater la présence d'un bris dans le paramètre de lissage du taux directeur. Notons que selon les résultats obtenus par GMM, la Banque du Canada aurait fortement pénalisé les déviations de l'inflation par rapport à sa cible et par la même occasion réagi de manière attendue aux écarts de production. On y observe aussi une constante qui serait statistiquement égale à zéro.

Dans la spécification III, on observe que les signes du coefficient de l'inflation et du taux des fonds fédéraux sont tels qu'attendus. On observe par GMM la significativité des coefficients de toutes les variables. Bien que les résultats soient significatifs dans l'ensemble, les résultats des estimés récursifs obtenus par GMM montrent qu'il y aurait un bris dans le paramètre de lissage. Mais aussi que les autres coefficients auraient changé à travers l'échantillon.

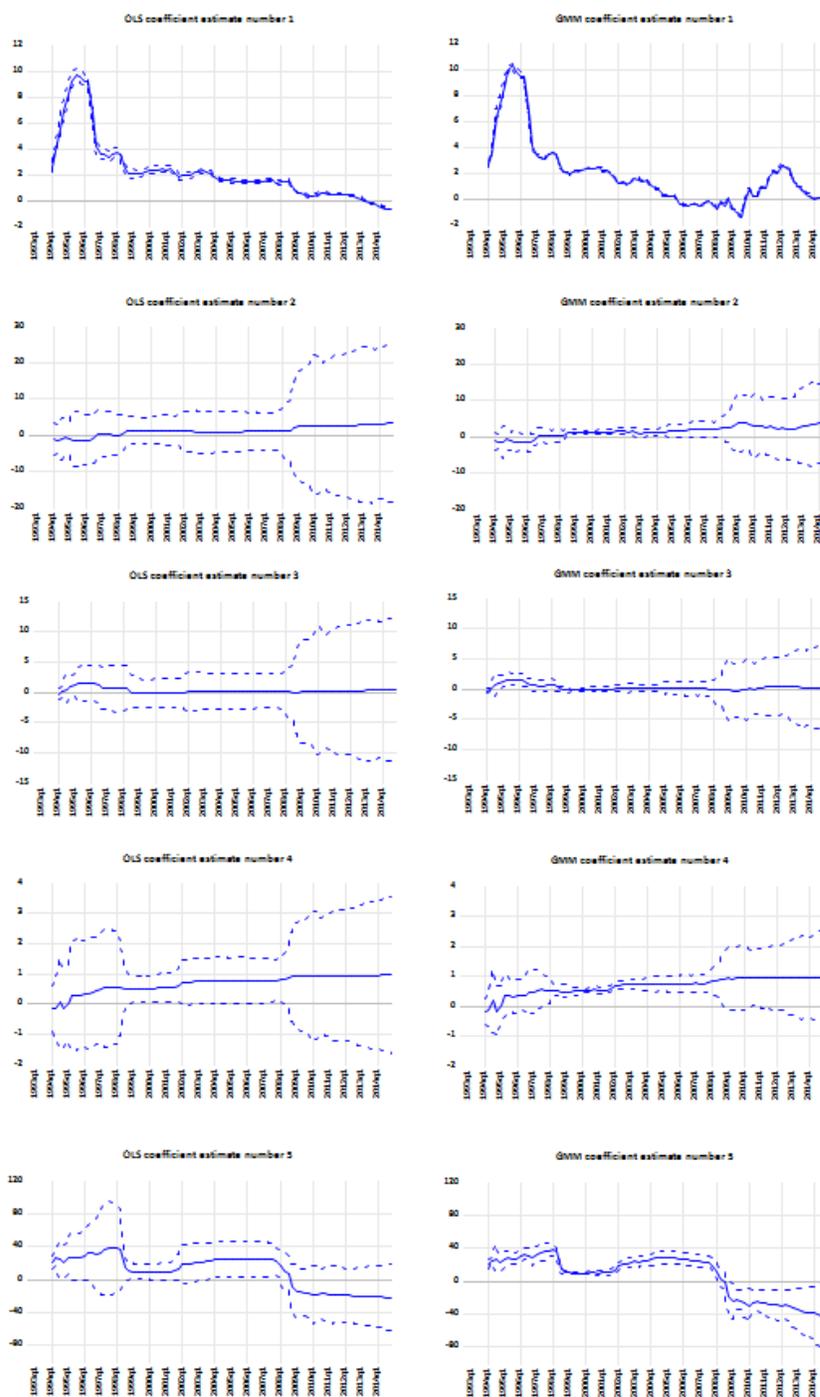
Figure 5.4: Estimés récursifs de la spécification I, avec le taux de change



$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \theta_x] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$, $\theta_y = c(3)$, $\rho_1 = c(4)$ et $\theta_x = c(5)$

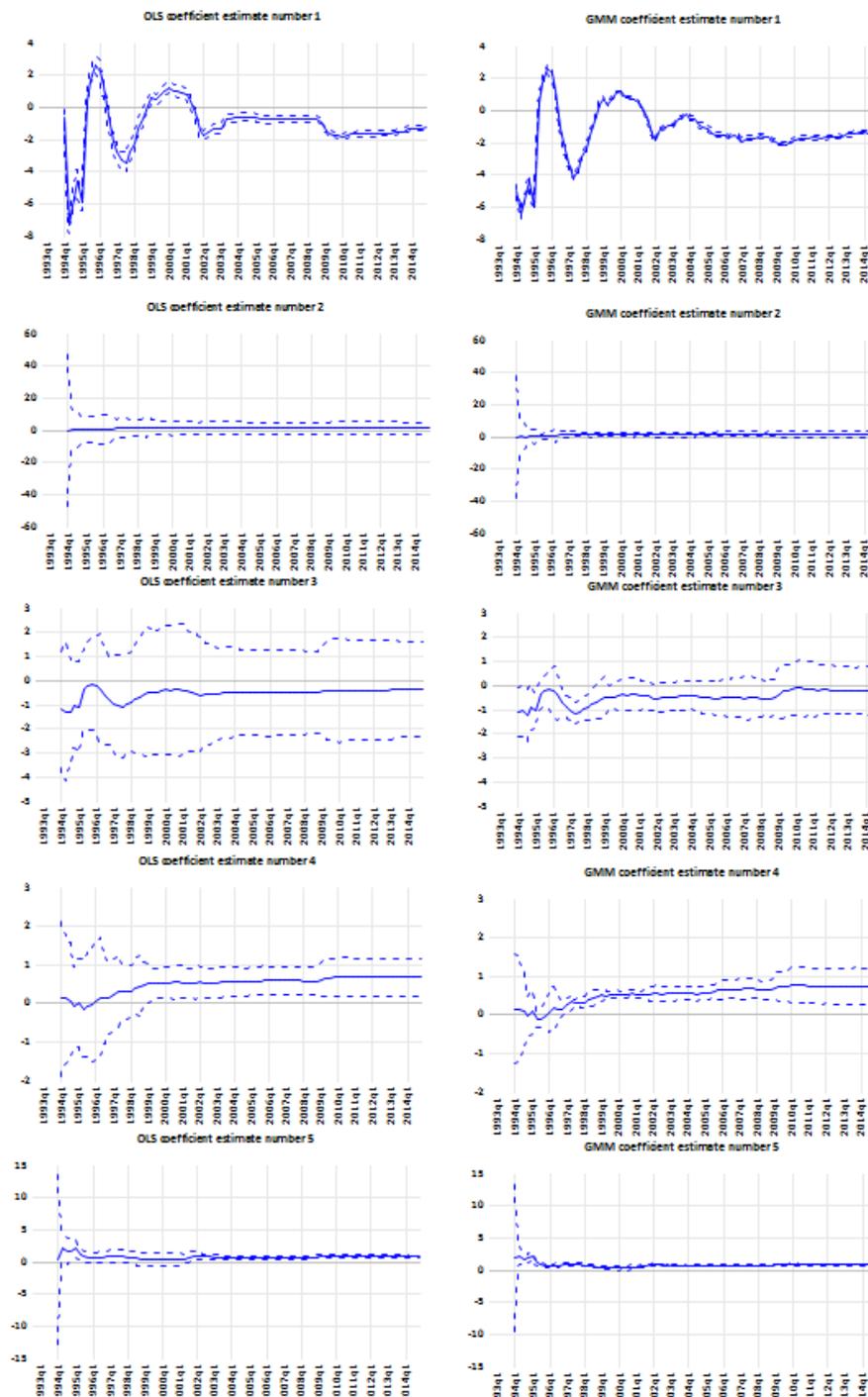
Figure 5.5: Estimés récursifs de la spécification II, avec l'indice de stress financier



$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_x x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$, $\theta_y = c(3)$, $\rho_1 = c(4)$ et $\theta_x = c(5)$

Figure 5.6: Estimés récursifs de la spécification III, avec le taux des fonds fédéraux



$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_r + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_x x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

où $\theta_r = c(1)$, $\theta_\pi = c(2)$, $\theta_y = c(3)$, $\rho_1 = c(4)$ et $\theta_x = c(5)$

Nous remarquons qu'il existe une forte évidence d'instabilité dans l'ensemble des estimations récursives des coefficients relatives aux différentes spécifications. Étant donné cette instabilité des coefficients de la fonction de réaction de Taylor, nous procédons à l'estimation d'une spécification empirique qui puisse accommoder en principe des changements dans les valeurs des coefficients avec un modèle à changement de régime.

5.2 Approche d'estimation à régime variable

Afin de prendre en compte l'instabilité probable des coefficients, nous nous sommes proposé d'utiliser un modèle à changement de régime de Markov en considérant la possibilité de deux régimes.

Notons qu'en prenant les coefficients de réaction de la politique monétaire comme fonction de régimes distincte, nous pouvons capter les changements de régime possibles dans les opérations de politique monétaire. En premier lieu, nous considérons un changement de régime sur l'ensemble des régresseurs.

Tableau 5.3: Changement de régime dans l'ensemble des paramètres, de 1991 à 2015

Modèle de base : $i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1	0.6875	-0,1376	1,6115	-1,8399	-2,8881	-3,0822	1,1383
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,9346)	(0,0011)	(0,0000)	(0,1607)	(0,0302)	(0,0000)
régime 2	0.6676	-5,1670	0,7347	-0,3025	-4,1605	5,3509	0,7414
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0695)	(0,0621)	(0,0002)	(0,0003)	(0,0000)
Modèle I : $i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4}] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1	1.1821	2.4422	-0.3613	1.3204	-	-	-
(sign. marginale)	(0.0000)	(0.3997)	(0.8107)	(0.0001)	-	-	-
régime 2	0.9040	-2.0816	2.5840	1.1810	-	-	-
(sign. marginale)	(0.0000)	(0.3305)	(0.0312)	(0.0156)	-	-	-
Spécification I : $i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x2,t}x_t] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_2 est le taux de change							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1	1,1080	-5,2146	-1,7980	2,6117	-	11,3942	-
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,8273)	(0,7483)	(0,0531)	-	(0,7157)	-
régime 2	0,9127	-4,4871	2,6479	1,3800	-	2,7785	-
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,3635)	(0,0451)	(0,0149)	-	(0,5667)	-
Spécification II : $i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x1,t}x_t] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_1 est l'isf							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1	0.8117	2.7248	3.2740	-1.8345	-0.4818	-	-
(sign. marginale)	(0.0039)	(0.3900)	(0.3316)	(0.0017)	(0.9472)	-	-
régime 2	0.8950	-0.2616	2.1187	0.8097	-12.3701	-	-
(sign. marginale)	(0.0000)	(0.8907)	(0.0368)	(0.0586)	(0.0054)	-	-
Spécification III : $i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x3,t}x_t] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_3 est le fedfunds							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1	0.8106	-4.2701	2.0934	-2.3949	-	-	1.6466
(sign. marginale)	(0.0000)	(0.0889)	(0.2597)	(0.0015)	-	-	(0.0349)
régime 2	0.6902	-1.1024	1.1780	-0.0065	-	-	0.7026
(sign. marginale)	(0.0000)	(0.1347)	(0.0047)	(0.9639)	-	-	(0.0001)

Note : x_1 est l'ISF, x_2 est le taux de change et x_3 est le fedfunds

On observe globalement que le premier retard est significatif sur toutes des spécifications considérées. Les résultats obtenus du modèle de base montrent que le coefficient relatif à l'inflation est positif et suggère que la Banque du Canada aurait été plus agressive par rapport aux déviations de l'inflation dans premier régime que dans le second régime. À l'exception de la constante, on observe la significativité de tous les autres coefficients.

Les résultats obtenus du modèle I suggèrent qu'à l'exception de la constante et du coefficient d'inflation dans le premier régime, tous les autres coefficients sont significatifs et ont des signes

tels qu'attendus. Un fait majeur dans le modèle I est que le paramètre de lissage est supérieur à l'unité et le coefficient d'inflation est négatif dans le premier régime. Les résultats suggèrent que la Banque du Canada n'aurait pas accordé beaucoup d'importance aux déviations de l'inflation de sa cible dans premier régime, elle se serait principalement concentrée sur le lissage du taux directeur et aux variations de l'écart de production. Aussi, elle aurait été agressive dans le deuxième régime par rapport aux déviations de l'inflation.

Pour la spécification I, il semble la Banque du Canada aurait appliqué une politique monétaire agressive dans le deuxième régime. Dans le premier régime, les résultats suggèrent qu'elle n'a pas accordé de l'importance aux déviations de l'inflation de sa cible. Elle a pénalisé de manière plus importante les déviations de l'output de sa cible dans le premier régime comparativement au premier. Le coefficient du taux de change, bien que positif, n'est pas significatif dans l'ensemble.

Dans la spécification II, le coefficient de l'inflation demeure supérieur à l'unité dans les deux régimes. Comme pour les résultats précédents, la Banque du Canada aurait pénalisé les déviations de l'inflation de manière plus importante dans le premier régime. On constate que, si la Banque avait pris en compte l'ISF dans sa politique, contrairement au premier régime, elle a accordé de l'importance aux variations de l'ISF dans le second régime.

Pour la spécification III, on constate que, avec l'introduction du taux américain, le paramètre de lissage est légèrement bas par rapport aux résultats obtenus avec les autres spécifications. Le principe de Taylor demeure respecté dans les deux régimes, bien que non significatif dans le 1er régime. Comme dans toutes les alternatives estimées.

Par ailleurs, on peut observer dans l'annexe (B.1.1) que contrairement au modèle I et à la spécification I, la pondération avec laquelle la Banque du Canada pénalise les déviations de l'inflation par rapport à sa cible dans le premier régime est en général plus élevé que celle dans le deuxième régime.

À ce stade, après avoir remarqué que le paramètre de lissage du taux directeur demeure signi-

ficatif et relativement dans le même intervalle dans toutes les spécifications. Nous émettons l'hypothèse qu'il n'y a pas eu de changement dans la manière de lisser le taux d'intérêt de la Banque du Canada et donc, nous avons supposé qu'il est demeuré constant à travers le temps. Nous proposons ici le changement de régime dans l'ensemble des paramètres excepté celui du lissage.

Tableau 5.4: Changement dans l'ensemble des paramètres, excepté le lissage, de 1991 à 2015

Modèle de base : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		79.2689	5.6850	0.9012	-23.8624	-63.3375	-5.6721
(sign. marginale)	0.7042	(0,0000)	(0,0000)	(0,0114)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
régime 2		-1.3012	1.2413	0.1160	-2.9244	0.6223	0.6767
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,2314)	(0,0009)	(0,4122)	(0,0259)	(0,5252)	(0,0000)
Modèle I : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		2.8305	5.1158	-3.5447	-	-	-
(sign. marginale)	0.9093	(0,5828)	(0,0872)	(0,0000)	-	-	-
régime 2		-1,9529	2,6623	1,3745	-	-	-
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,3627)	(0,0278)	(0,0018)	-	-	-
Spécification I : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x2,t}x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_2 est le taux de change							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		36.2825	6.2922	-4.5070	-	-49.5898	-
(sign. marginale)	0.9173	(0,0007)	(0,0798)	(0,0000)	-	(0,0000)	-
régime 2		-4.6442	2.7941	1.5760	-	2.9733	-
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,3483)	(0,0411)	(0,0016)	-	(0,5385)	-
Spécification II : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x1,t}x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_1 est l'isf							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		2.,8758	4.,6305	-3.1028	-1.1508	-	-
(sign. marginale)	0.8945	(0,5087)	(0,0722)	(0,0000)	(0,9361)	-	-
régime 2		-0.2881	2.1158	0.7959	-12.2801	-	-
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,8785)	(0,0353)	(0,0627)	(0,0053)	-	-
Spécification III : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + \theta_{x3,t}x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_3 est le fedfunds							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		-3,0454	1,7364	-1,7439	-	-	1,2957
(sign. marginale)	0.7001	(0,0129)	(0,0081)	(0,0000)	-	-	(0,0000)
régime 2		-1,0884	1,1863	0,0172	-	-	0,6984
(sign. marginale)	(0,0000)	(0,1413)	(0,0041)	(0,9041)	-	-	(0,0000)

Note : x_1 est l'ISF, x_2 est le taux de change et x_3 est le fedfunds

Comme pour l'estimation à changement de régime sur l'ensemble des paramètres, on constate que dans l'ensemble la durée moyenne du deuxième régime est supérieure à celle du premier ré-

gime et a une plus grande probabilité de réalisation. On observe aussi la significativité du retard dans toutes les spécifications considérées. En outre, à l'exception de la spécification incluant le taux américain (particulièrement dans son second régime), on observe ici la significativité des deux coefficients des variables clés de la règle de Taylor à savoir, celui de l'inflation et de l'écart de production dans les autres les spécifications. On observe aussi que ces derniers sont tous deux positifs, que celui de l'inflation respecte le principe de Taylor ($\theta_\pi > 1$) et que la constante est statistiquement égale à zéro. En observant le comportement graphique des régimes en annexe (B.1.2), on note que dans les années 90, les régimes changeaient de manière plus récurrente. Après ces années, on observe une nette persistance dans les régimes.

Les résultats suggèrent que pour le modèle de base, que dans le premier régime, tous les autres coefficients sont significatifs. Aussi, il semble que la Banque du Canada y aurait appliqué une politique agressive. Pour le modèle I, les résultats suggèrent qu'à l'exception de la constante, tous les autres coefficients sont significatifs. On observe aussi que le coefficient de l'inflation est plus élevé dans le premier régime par rapport au second. Le principe de Taylor est respecté dans les deux régimes. Aussi, dans le second régime, il semble que la Banque du Canada aurait réagi, comme attendu, à des écarts de production.

Pour la spécification I, l'ensemble des coefficients du premier régime sont significatifs. On constate une constante très grande et un coefficient d'inflation élevé dans le premier régime. Le principe de Taylor est respecté dans les deux régimes et il semble que la Banque du Canada aurait ici aussi réagi comme attendu à des écarts de production. Bien que non significatif dans le second régime, le coefficient du taux de change a un signe attendu.

Pour la spécification II, à l'exception de la constante dans les deux régimes et du coefficient de l'ISF au premier régime, le reste des coefficients sont significatifs. Il semble que la Banque du Canada a fortement pénalisé les déviations de l'inflation par rapport à sa cible dans le premier régime comparativement au second. On constate aussi qu'avec la prise en compte de l'ISF, il semble que la Banque du Canada aurait procédé à la baisse (hausse) son taux directeur suite à une hausse (baisse) des tensions financières.

Enfin pour la spécification III, comme observée en amont, le coefficient du lissage est légèrement bas avec la prise en compte du taux américain. Tous les coefficients sont significatifs dans le premier régime. Mais encore, il semble que la Banque du Canada aurait plus pénalisé les déviations de l'inflation dans le premier régime que dans le second régime.

À ce stade, à exception près, la constante est non significative dans les estimations antérieures. Notons que la constante représente ici $\theta_r = r_t^N - \alpha\pi^*$. Cela peut donc être dû aux changements dans le taux d'intérêt réel naturel ou dans la cible d'inflation. Bien que la Banque du Canada aurait pu dévier secrètement de la cible officielle d'inflation, ceci nous semble implausible sur base des intentions exprimées et des actions posées sur la période échantillonnage. Par contre, différents éléments d'évidence suggèrent que le taux d'intérêt réel naturel a changé sur la période.

[Wynne et Zhang \(2018\)](#) ont estimé un modèle statistique à plusieurs équations représentant la relation entre le taux d'intérêt réel naturel et le taux de croissance réelle annuelle du PIB potentiel, ainsi que l'évolution d'autres effets dynamique entre 1961 et 2015. Leurs résultats suggèrent, par exemple, que le taux d'intérêt réel mondial naturel de très court terme (comportant un agrégat de vingt pays, dont le Canada) a amorcé une tendance à la baisse à partir de 1999. De manière générale, il y a eu une tendance à la baisse des taux réels de très court terme et de long terme depuis près de 35 ans. Néanmoins, la question demeure pertinente d'examiner si $\theta_r = r_t^N - \alpha\pi^*$ est invariant. Nous allons dans la suite permettre le changement de régime uniquement dans la constante.

Tableau 5.5: Changement dans la constante uniquement, de 1991 à 2015

Modèle de base : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \theta_x] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		5,6561					
(sign. marginale)	0,6913	(0,0000)	0,9311	-0,0573	-2,6724	0,5626	-0,7057
régime 2	(0,0000)	-0,8616	(0,0125)	(0,6602)	(0,1560)	(0,6294)	(0,0000)
(sign. marginale)		(0,4236)					
Modèle I : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		24,4751			-	-	-
(sign. marginale)	0,9177	(0,0000)	2,1370	1,6524	-	-	-
régime 2	(0,0000)	-0,5172	(0,1547)	(0,0008)	-	-	-
(sign. marginale)		(0,8385)			-	-	-
Spécification I : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_{x2} x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_2 est le taux de change							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		24,3361			-	-	-
(sign. marginale)	0,9147	(0,9543)	2,1449	1,5754	-	-0,9865	-
régime 2	(0,0000)	0,2646	(0,1827)	(0,0010)	-	(0,8357)	-
(sign. marginale)		(0,0000)			-	-	-
Spécification II : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_{x1} x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_1 est l'isf							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		22,0790			-	-	-
(sign. marginale)	0,9046	(0,0000)	1,7319	0,9792	-13,7649	-	-
régime 2	(0,0000)	0,8989	(0,1195)	(0,1492)	(0,2387)	-	-
(sign. marginale)		0,6378			-	-	-
Spécification III : $i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + \theta_{x3} x_t] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$; x_3 est le fedfunds							
	ρ_1	θ_r	θ_π	θ_y	θ_{x1}	θ_{x2}	θ_{x3}
régime 1		4,8606			-	-	-
(sign. marginale)	0,6727	(0,0000)	1,1946	0,0244	-	-	0,7094
régime 2	(0,0000)	-1,0191	(0,0070)	(0,8614)	-	-	(0,0000)
(sign. marginale)		(0,1591)			-	-	-

Note : x_1 est l'ISF, x_2 est le taux de change et x_3 est le fedfunds

Comme observé ci-haut, le paramètre de lissage demeure significatif pour l'ensemble des spécifications. En outre, on observe aussi que le coefficient d'inflation est positif dans toutes les spécifications, et que la durée moyenne du deuxième régime est supérieure à celle du premier régime et a une plus grande probabilité de réalisation.

Pour le modèle de base, la constante est significative et positive dans le premier régime et non significative dans le second. Bien que positif, le coefficient de l'inflation n'est pas supérieur à l'unité dans les deux régimes. Les signes des coefficients des autres variables, à l'exception de celui de l'écart de production et de la constante au second régime, sont conformes aux attentes,

mais seuls ceux du taux américain sont significatifs. Pour le modèle I, la constante est encore positive et significative dans le premier régime, et devient négative et non-significative dans le second. Les coefficients de l'inflation et de l'écart de production sont positifs. Il semble que la Banque du Canada a fortement pénalisé les déviations de l'inflation et de la production de leurs cibles.

Pour les spécifications I et II, la constante est significative dans le premier régime et est très élevée. Le coefficient d'inflation est supérieur à l'unité dans les deux cas, mais non significatif. Les coefficients de l'ISF et du taux de change ne sont pas significatifs. Lorsque le taux de change est inclus dans la spécification, les résultats suggèrent que l'écart de production occuperait une plus grande place dans la fonction de réaction de la Banque du Canada.

Pour la spécification III, on constate que le principe de Taylor ($\theta_\pi > 1$) est respecté dans les deux régimes. Par ailleurs, les résultats suggèrent que la Banque du Canada n'accorderait pas d'importance aux variations de l'écart de production. Dans ce premier régime, il semble que la Banque du Canada a eu un taux naturel relativement élevé, tout chose étant égale par ailleurs.

En somme, à l'exception du modèle de base, on observe que les signes des coefficients des écarts d'inflation et d'output sont demeurés positifs sur toutes des spécifications considérées, et que le coefficient de l'inflation est resté supérieur à l'unité. La constante est significative et relativement élevée dans le premier régime pour l'ensemble des cas. Ici comme dans l'estimation avec changement de régime sur l'ensemble des paramètres excepté celui du lissage, on observe que le deuxième régime, le plus persistant, est celui où la constante serait statistiquement égale à zéro et ce régime a une plus grande probabilité de réalisation. On y observe graphiquement le même phénomène des années 90 et la persistance qui a suivi constaté plus haut.

CHAPITRE VI

CONCLUSION

Dans ce travail, notre objectif était de caractériser une fonction de réaction de la politique monétaire canadienne qui s'avère à tout le moins descriptive de l'évolution du taux d'intérêt à un jour depuis l'adoption d'une cible officielle d'inflation de 2% dans l'échantillon pré-COVID, de 1991 :Q1 à 2015 :Q4. Nous nous sommes inspirés de la spécification de [Taylor \(1993\)](#), sans prétendre que la Banque du Canada suivait strictement une telle règle.

Des résultats obtenus, nous avons constaté une évidence significative de lissage du taux directeur par la Banque du Canada. Ce résultat est robuste pour toutes les spécifications et méthodes d'estimation employées. Ainsi, la Banque du Canada aurait accordé beaucoup d'importance à éviter les sauts brusques du taux directeur. Toutefois, il y a une évidence d'instabilité dans la plupart des coefficients dont, notamment, la constante. Cette constante reflète une quasi-différence entre le taux d'intérêt réel naturel et le taux cible d'inflation. Avec le changement de régime sur la constante, les résultats suggèrent qu'elle est généralement élevée et significative dans un premier régime, mais non significative dans le second régime. Cette approche est plausible avec l'hypothèse de la réduction progressive du taux d'intérêt réel d'équilibre à travers l'échantillon observé.

On constate, à exception près, que le coefficient d'inflation est positif. En effet, ce dernier n'est négatif qu'à deux reprises, dans le modèle I et la spécification I avec un changement de régime sur l'ensemble des paramètres, notamment lorsque le paramètre de lissage est supérieur à l'unité. Aussi, dans toutes les autres spécifications, on constate que le deuxième régime est

plus persistant que le premier et que le coefficient d'inflation y est moins élevé. On y voit aussi un coefficient d'écart de production généralement significatif et une constante statistiquement égale à zéro. Notons qu'en observant graphiquement le comportement des régimes, nos résultats suggèrent que dans les années 90, le passage d'un régime à l'autre était beaucoup plus fréquent que ce qui est observé dans les années qui ont suivi où on constate une certaine persistance des régimes de politique monétaire.

Nous pouvons retrouver au Canada cette période de turbulences remarquer dans la première moitié de nos résultats dans le discours de l'ancien gouverneur de la Banque du Canada Gordon Thiessen (1994 - 2001) le 22 janvier 2001, il dressa un bilan des années 90, où il fait mention de ce qu'il appelle "les problèmes des années 90". Il dit :

Les imposants déficits budgétaires – fédéraux et provinciaux – constituaient l'autre grand problème économique du Canada au début des années 1990. En effet, ces déficits faisaient grossir la dette publique à un rythme insoutenable, et une grande nervosité avait commencé à s'emparer des titulaires, tant étrangers que canadiens, d'obligations du gouvernement canadien. Résultat : nos taux d'intérêt ont dû comporter des primes de risque considérables."(Gordon Thiessen, Canadian Club de Toronto 2001).

De même, nous pouvons retrouver dans ce même discours une amélioration du cadre général de l'économie canadienne dans le milieu des années 90 :

"Je crois que le climat de faible inflation qui a été solidement implanté durant la première moitié de la dernière décennie compte pour beaucoup dans la meilleure tenue que l'économie canadienne a affichée par la suite. Depuis le début des années 1990, il y a moins d'incertitude quant à l'évolution future des prix. Aussi l'horizon sur lequel portent les décisions en matière d'investissement et d'épargne s'est-il allongé. Les taux d'intérêt ont diminué."(Gordon Thiessen, Canadian Club de Toronto 2001).

Ainsi, en faisant l'hypothèse que nos spécifications seraient correctes, que nous serions réellement en présence de deux régimes et que les coefficients seraient plus ou moins stables, il semblerait que la Banque du Canada aurait souvent passé d'un régime à l'autre dans les premières années qui ont suivi l'adoption d'une cible officielle d'inflation avant de se stabiliser progressivement. Une fois que la Banque Centrale serait demeuré dans le même régime après les années 90, cela coïnciderait avec ce qui est souvent évoqué d'un ancrage plus solide des attentes inflationnistes par les agents économiques.

Nous pouvons retenir par ailleurs, que la prise en compte de l'indice de stress financier est importante pour les décideurs. Par l'approche de GMM, on constate qu'il est significatif. En prenant en compte le changement de régime sur l'ensemble des paramètres ou sur le lissage, on observe que ce dernier est encore significatif, plus particulièrement dans le second régime. Ce résultat est en accord avec les données alors qu'on enregistre un point culminant du stress financier dans les années 2008-9 lors de la crise économique et financière mondiale qui a affecté aussi le Canada.

D'un autre côté, la prise en compte du taux de change donne des résultats peu robustes. On constate par les estimations récursives qu'il y a une importante instabilité associée à ce coefficient. Enfin, avec la prise en compte du taux américain, on constate une légère baisse du lissage du taux directeur par rapport aux résultats obtenus par l'ajout des autres variables. Ceci peut être dû aux conséquences du lissage déjà effectué sur le taux effectif des fonds fédéraux. Dans tous les cas, il est clair qu'aucune des spéculations considérées dans ce travail n'explique entièrement la variation du taux d'intérêt à un jour de la Banque du Canada, bien que certaines estimations de ce travail puissent donner une bonne indication des objectifs et des préoccupations de la banque centrale canadienne.

L'un des aspects novateurs de notre travail est l'utilisation des prévisions internes de la Banque centrale du Canada au moment où il prenait leurs décisions. Ainsi, les résultats obtenus dans ce travail, bien que non parfaits, peuvent être considérés comme des résultats améliorés par rapport à ceux trouvés dans la littérature en rapport avec la politique monétaire canadienne. On

peut noter que la source d'instabilité des paramètres ne proviendrait pas nécessairement d'une supériorité présumée de l'ensemble d'information dont dispose la Banque centrale. Dans ce cas, l'instabilité observée proviendrait peut être de l'utilisation d'autres variables que l'inflation gap et l'output gap par la Banque centrale dans la conduite de la politique monétaire ou que la pondération qu'elle accordait aux variables inflation gap et output gap a changer dans le temps.

Pour les recherches futures, nous suggérons par exemple d'analyser la possibilité de changer de régime de manière endogène, ou encore d'élargir le champ de recherche à différentes méthodes d'estimations telles que le Random Forest pour modéliser de manière plus flexible les paramètres évolutifs du modèle, en s'inspirant par exemple de [Goulet Coulombe \(2020\)](#). L'approche d'apprentissage automatique, par exemple, offre des gains de prévision évidents par rapport à de nombreuses alternatives. D'autres possibilités pourraient être de tester d'autres variables comme régresseurs, et d'effectuer des exercices de prévision pour les conjonctures qui semblent stables en ce qui concerne les mesures des variables et les périodes d'échantillonnage.

ANNEXE A

A.1 Choix des instruments

Initialement, les instruments ont été sélectionnés parmi les retards des variables explicatives ainsi que les retards du taux de croissance de l'indice des matières premières brutes. Ce choix est courant dans la littérature, car il tend à supporter, dans une certaine mesure, une corrélation avec la variable considérée. Notre ensemble d'instruments se compose donc de retards du taux d'intérêt à un jour, du taux d'inflation, de l'écart de production ainsi que de la variation en pourcentage de l'indice des prix des matières premières brutes. Les résultats dans le tableau (A.1) sont obtenus en régressant les dérivées des moments par rapport aux paramètres considérés, sur l'ensemble des instruments choisis. Six retards ont été retenus après avoir examiné le meilleur R^2 et R^2 ajusté en faisant varier les retards.

Tableau A.1: Significativité des instruments

	ρ_1	ρ_2	θ_π	θ_y
R^2	0.99	0.99	0.58	0.85
R^2 ajusté	0.98	0.98	0.43	0.80

Ces résultats suggèrent donc que l'ensemble d'instruments de base est fortement corrélé avec les dérivées premières de la spécification par rapport aux coefficients. Toutefois, la corrélation avec la dérivée première se rapportant au coefficient relatif à l'inflation n'est pas aussi élevée. Nous avons vérifié si d'autres ensembles d'instruments performaient mieux en considérant d'autres variables pouvant être considérée comme indicateur avancé de l'inflation et de l'écart de production possiblement liées à l'état du marché du travail. Plusieurs indicateurs potentiels ont été sélectionnés : le taux d'emploi, le taux de chômage, la rémunération totale des heures travaillées, la compensation totale, la compensation totale par heure travaillée et le nombre d'heures travaillé. Les résultats sont présentés dans le tableau (A.2) suivant :

Tableau A.2: Indicateurs avancés de l'inflation et de l'écart de production

		Inflation	Écart de production
Taux d'emploi	R^2	0.53	0.79
	R^2 ajusté	0.43	0.71
Taux de chômage	R^2	0.57	0.82
	R^2 ajusté	0.41	0.76
Nombre total de travail	R^2	0.54	0.80
	R^2 ajusté	0.37	0.73
Compensation totale	R^2	0.52	0.80
	R^2 ajusté	0.34	0.73
Compensation totale par personne	R^2	0.49	0.71
	R^2 ajusté	0.30	0.61
Nombre d'heures travaillées	R^2	0.54	0.78
	R^2 ajusté	0.37	0.70

Nous remarquons qu'aucune de ces variables ne fait mieux que le résultat obtenu avec comme instrument les six retards de l'inflation et ceux avec les six retard de l'écart de production. Nous avons aussi testé individuellement différents retards des variables du modèle de base, cela n'a pas eu d'effet notable sur le R^2 ou sa version ajustée. Nous avons ainsi retenu nos instruments de bases.

Par ailleurs, la seconde propriété recherchée pour être confortée quant à la qualité des instruments concerne l'absence de corrélation avec le terme d'erreur. Tel que rapporté, dans le texte, les résultats des tests de suridentification ne rapportent pas de problèmes à cet égard aux niveaux conventionnels de significativité statistique.

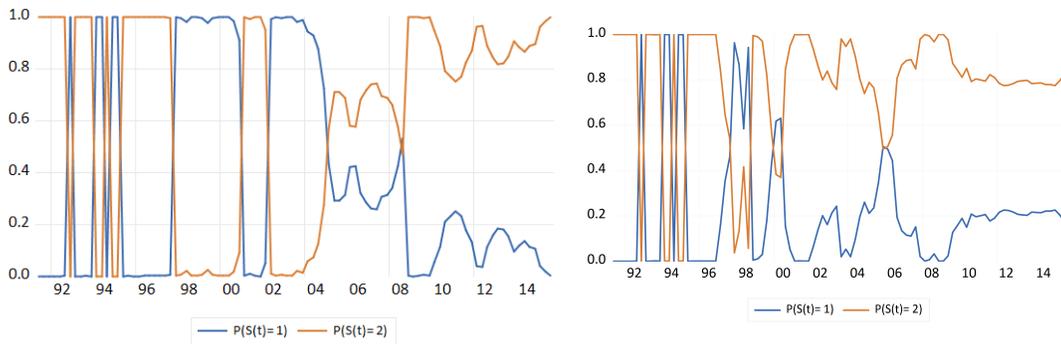
ANNEXE B

B.1 Graphiques des changements de régime de Markov

B.1.1 Changement de régime sur l'ensemble des paramètres :

$$i_t = (1 - \rho_{1,t})[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_{1,t}i_{t-1} + \varepsilon_t$$

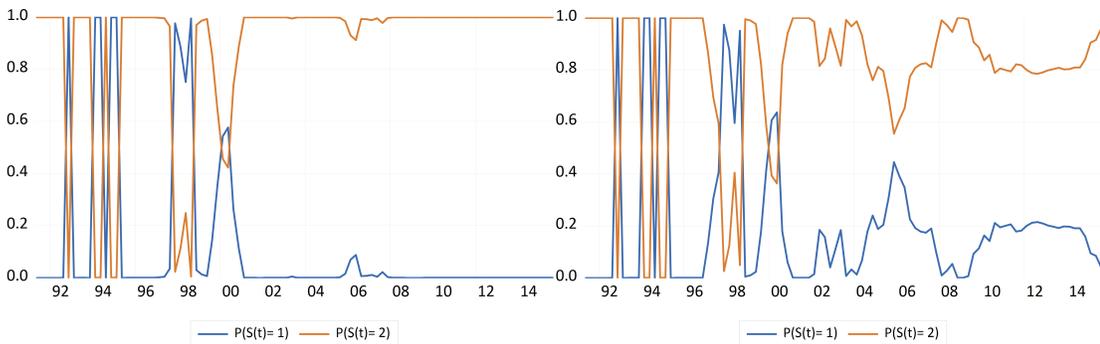
Figure B.1: Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$



(a) Durée : régime (1) 4.69 ; régime (2) 8.60.
 Probabilité : régime (1) 0.78 ; régime (2) 0.88

(b) Durée : régime (1) 2 ; régime (2) 7.44.
 Probabilité : régime (1) 0.51 ; régime (2) 0.87

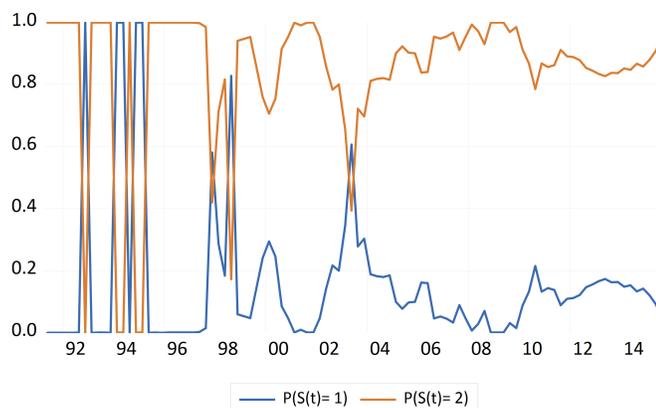
Figure B.2: Équation (a) avec ISF et equation (b) avec taux de change



(a) Durée : régime (1) 2.08 ; régime (2) 16.87.
 Probabilité : régime (1) , régime 0.51 ; (2) 0.94

(b) Durée : régime (1) 1.97 ; régime (2) 7.81.
 Probabilité : régime (1) 0.49 ; régime (2) 0.87

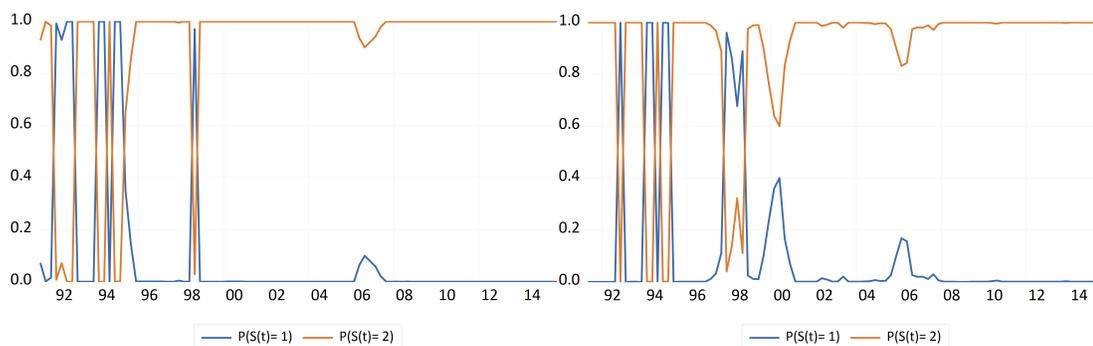
Figure B.3: Équation avec fedfunds



(a) Durée : régime (1) 1.6; régime (2) 8.7.
 Probabilité : régime (1) 0.37; régime (2) 0.88

B.1.2 Changement de régime sur les des paramètres, à l'exception du lissage :

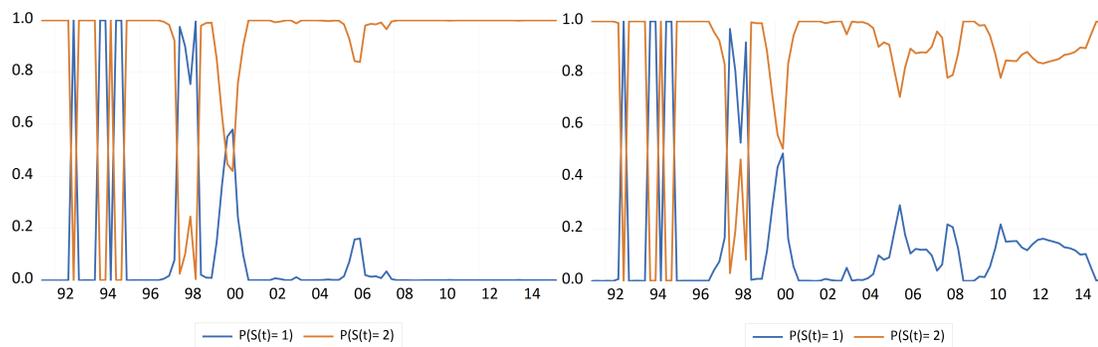
$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_{\pi,t}\pi_{t+4} + \theta_{y,t}y_{t+4} + X_t'\theta_{x,t}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Figure B.4: Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$ 

(a) Durée : régime (1) 2.26; régime (2) 20.66.
 Probabilité : régime (1) 0.56; régime (2) 0.95

(b) Durée : régime (1) 1.98; régime (2) 16.71.
 Probabilité : régime (1) 0.5; régime (2) 0.94

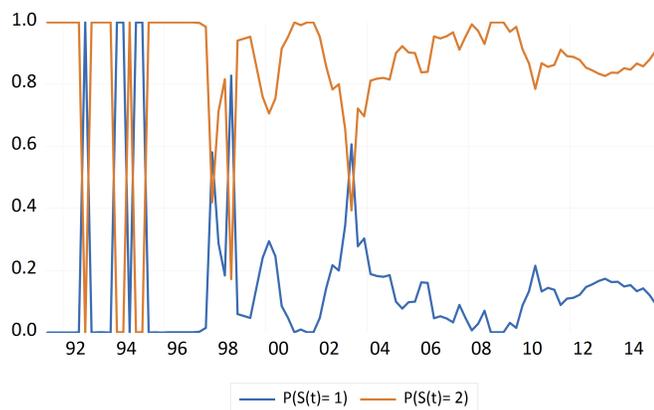
Figure B.5: Équation (a) avec ISF et équation (b) avec taux de change



(a) Durée : régime (1) 2.07 ; régime (2) 16.22.
 Probabilité : régime (1) 0.52 ; régime (2) 0.94

(b) Durée : régime (1) 1.81 ; régime (2) 10.15.
 Probabilité : régime (1) 0.45 ; régime (2) 0.90

Figure B.6: Équation avec fedfunds

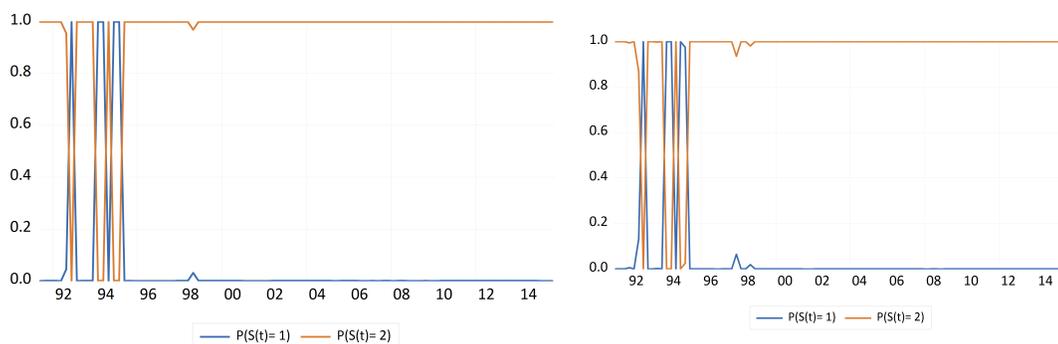


(a) Durée : régime (1) 1.56 régime (2) 9.4.
 Probabilité : régime (1) 0.36 régime (2) 0.89

B.1.3 Changement de régime uniquement sur la constante :

$$i_t = (1 - \rho_1)[\theta_{r,t} + \theta_\pi \pi_{t+4} + \theta_y y_{t+4} + X_t' \theta_{x,t}] + \rho_1 i_{t-1} + \varepsilon_t$$

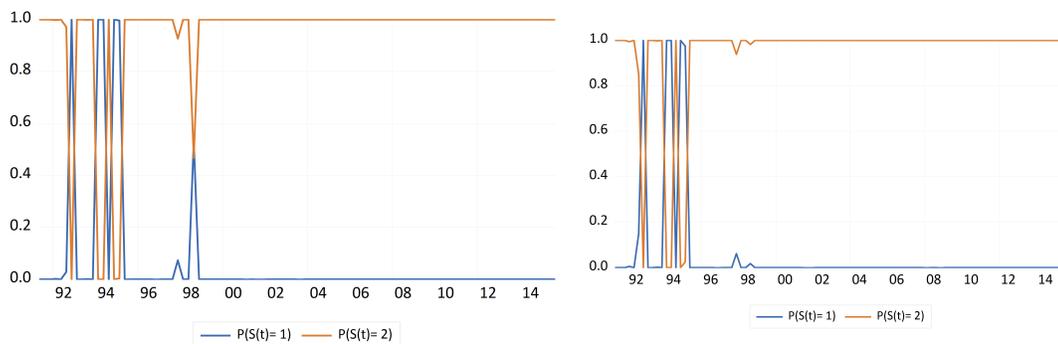
Figure B.7: Équation (a) modèle de base et équation (b) modèle de base avec $\theta_{x,t} = 0$



(a) Durée : régime 1) 1.66 ; régime 2) 30.8.
 Probabilité : régime 1) 0.40 ; régime 2) 0.97

(b) Durée : régime 1) 1.67 ; régime 2) 30.19.
 Probabilité : régime 1) 0.40 ; régime 2) 0.97

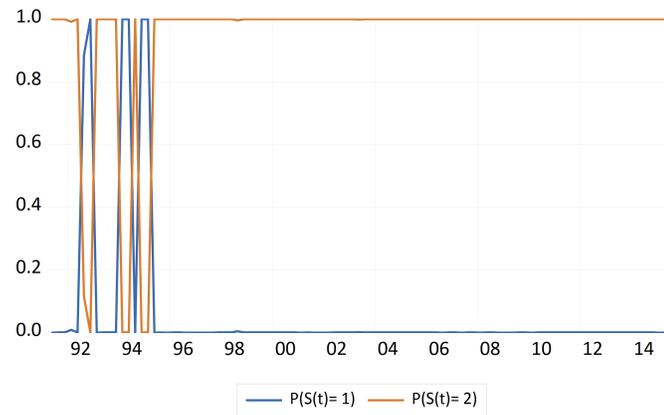
Figure B.8: Équation (a) avec ISF et équation (b) avec taux de change



(a) Durée : régime (1) 1.55 ; régime (2) 25.69.
 Probabilité : régime (1) 0.36 ; régime (2) 0.96

(b) Durée : régime (1) 1.68 ; régime (2) 30.2.
 Probabilité : régime (1) 0.40 ; régime (2) 0.97

Figure B.9: Équation (a) avec fedfunds



(a) Durée : régime (1) 1.94 ; régime (2) 30.8.
Probabilité : régime (1) 0.48 ; régime (2) 0.97

ANNEXE C

C.1 Projections économiques établies par le personnel de la Banque du Canada

Nous présentons ici une base de données contenant à la fois des données historiques en temps réel et des prévisions produites par le personnel de la Banque du Canada. Cette base de données est la première de cette ampleur à l'extérieur des États-Unis. Elle couvre plus de 30 années de prévisions du personnel, deux récessions majeures et différents épisodes de politique monétaire. Après la publication de chaque série de données trimestrielles tirées des comptes économiques nationaux à la fin des mois de mars, juin, septembre et décembre, le personnel de la Banque du Canada effectue des analyses approfondies des économies canadiennes et internationales ainsi que des prévisions concernant l'évolution d'un grand nombre de variables macroéconomiques. Dans ces analyses, le personnel utilise des données historiques (en temps réel) et divers modèles économiques permettant de construire des prévisions pour de nombreuses variables macroéconomiques et fournir un rapport au conseil de direction. Ces rapports, non accessibles au public, représentent une partie importante de l'analyse présentée au Conseil de Direction de la Banque du Canada dans les semaines précédant les décisions de politique monétaire (voir [Murray \(2013\)](#)).

Le Conseil de direction se base sur ces prévisions lors des délibérations menant aux décisions de politique monétaire. Les prévisions ainsi que les données historiques et en temps réel pertinentes sont sauvegardées et publiées une fois par an, avec un décalage de cinq ans.

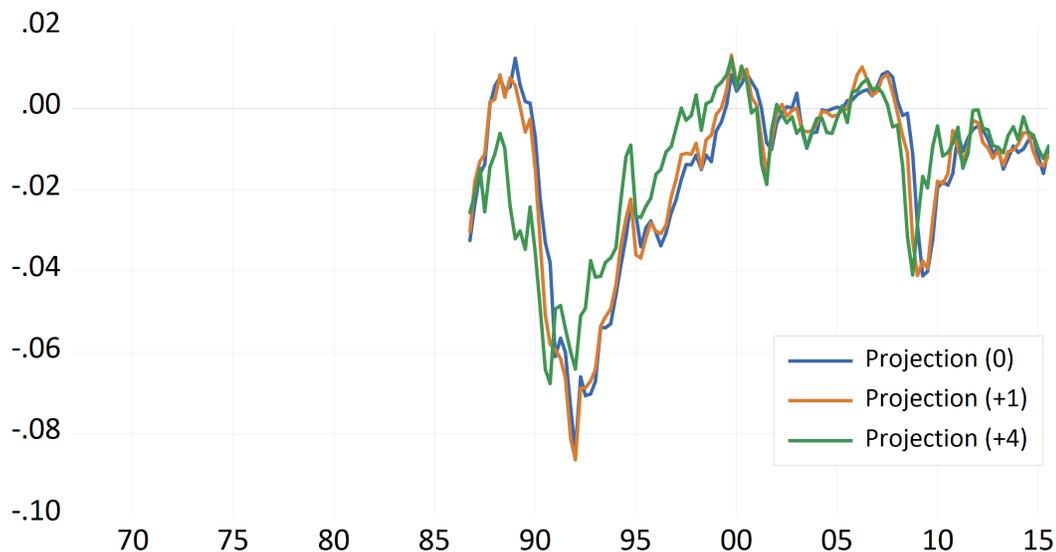
Chaque variable dans la base de données peut être téléchargée dans un fichier csv séparé; les données sont organisées avec les dates d'observation dans les lignes et les dates de cuvée dans les colonnes. La date de la cuvée correspond à la date à laquelle les prévisions ont été pro-

duites par le personnel. Chaque colonne donne l'historique complet des séries chronologiques disponibles à la date de cuvée (indiqué dans l'en-tête de la colonne), ainsi que les prévisions préparées par le personnel à cette date. Les données antérieures à la date de la cuvée sont historiques, tandis que les données à partir de la date de la cuvée ou postérieure à la cuvée sont des prévisions. Par exemple, pour le vintage 1987Q1, les observations antérieures à 1987Q1 sont des données historiques alors que celles à partir du premier trimestre de 1987 sont des prévisions (voir [Champagne et al. \(2018\)](#)). Les données sont accessibles sur le site de la Banque du Canada. Nous présentons et discutons sommairement ci-dessous des variables que nous avons consultées dans cette banque de données.

C.1.1 L'écart de production

L'écart de production est la différence entre la production réelle de l'économie et sa production potentielle (ou tendance). Les chiffres sont exprimés en différences des logarithmes du PIB réel et du PIB potentiel. Les données de cuvées de l'écart de production sont disponibles à partir du 1er trimestre 1987 au 4e trimestre 2015.

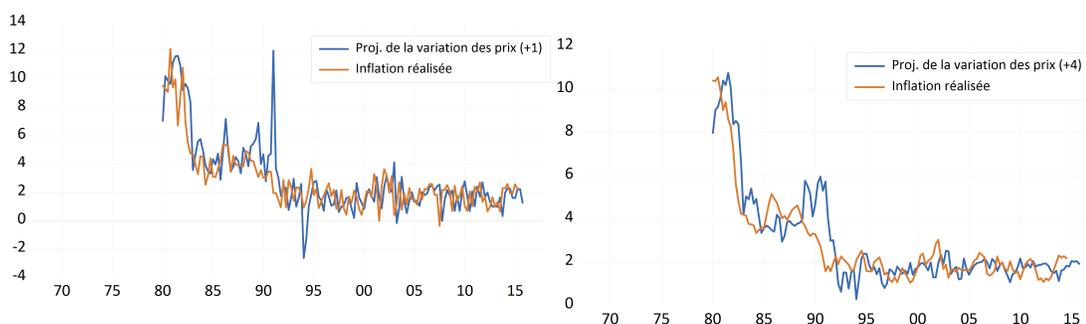
Figure C.1: Projection de l'écart de production



On observe que par rapport à la projection de l'écart de production sur un trimestre en avance, celle sur quatre trimestres s'écarte plus de la valeur réalisée. On peut remarquer une tendance à surestimer les amplitudes des récessions, comme celles des expansions dans les années 90. Ces marges de différences sont réduites après les années 90.

C.1.2 Le taux d'inflation basé sur l'Indice des prix global à la consommation (IPCX)

L'indice de base des prix à la consommation (IPCX) est défini comme l'IPC hors alimentation et énergie (IPCXFET) du 1er trimestre 1980 au 1er trimestre 2001, et ensuite comme l'IPC diminuer des huit composantes les plus volatiles (IPCX) à partir du 2e trimestre 2001 au 4e trimestre 2013. Ces deux indices excluent les effets des modifications des impôts indirects. Les données de l'IPCX sont disponibles du 1er trimestre de 1980 au 4e trimestre de 2015.



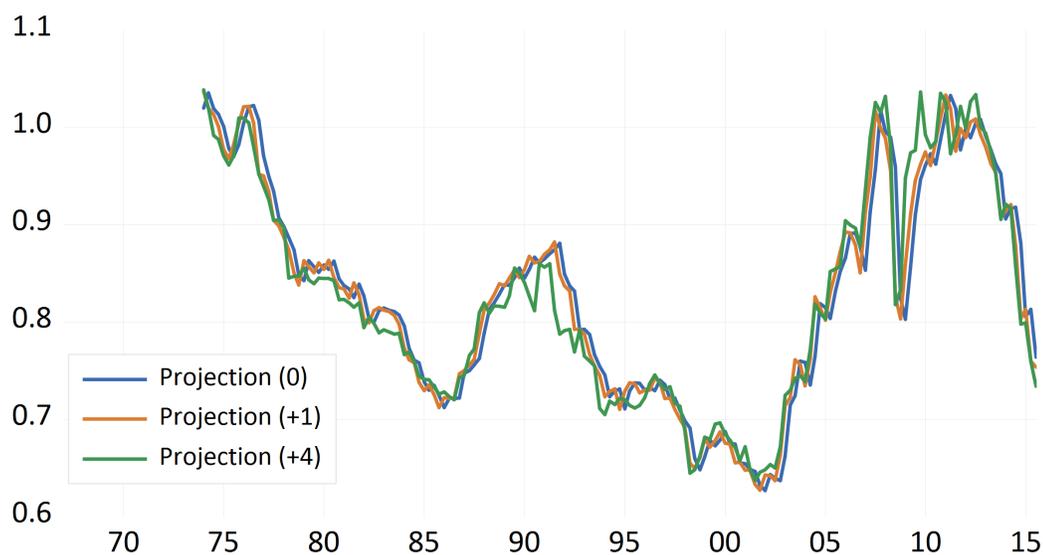
Ces figures montrent les projections et réalisations de la variation de l'IPCX construite par le personnel de la Banque du Canada. En retirant les composantes les plus volatiles de l'IPC dans l'analyse, la Banque du Canada ne s'est quasiment pas écartée de sa cible depuis la fin des années 90. Par ailleurs, les projections du personnel se sont largement écartées dans les années 90.

C.1.3 Le taux de change nominal États-Unis/CAD

Cette variable représente la moyenne trimestrielle du taux de change nominal États-Unis/Canada. Les données de cuvées sont disponibles du 2e trimestre de 1974 au 4e trimestre de 2015. À partir

de la cuvée 1982Q2, les données historiques commencent au 1er trimestre 1967.

Figure C.2: Projection du taux de change



Cette figure montre les projections du taux de change construite par le personnel de la Banque du Canada sur différents horizons.

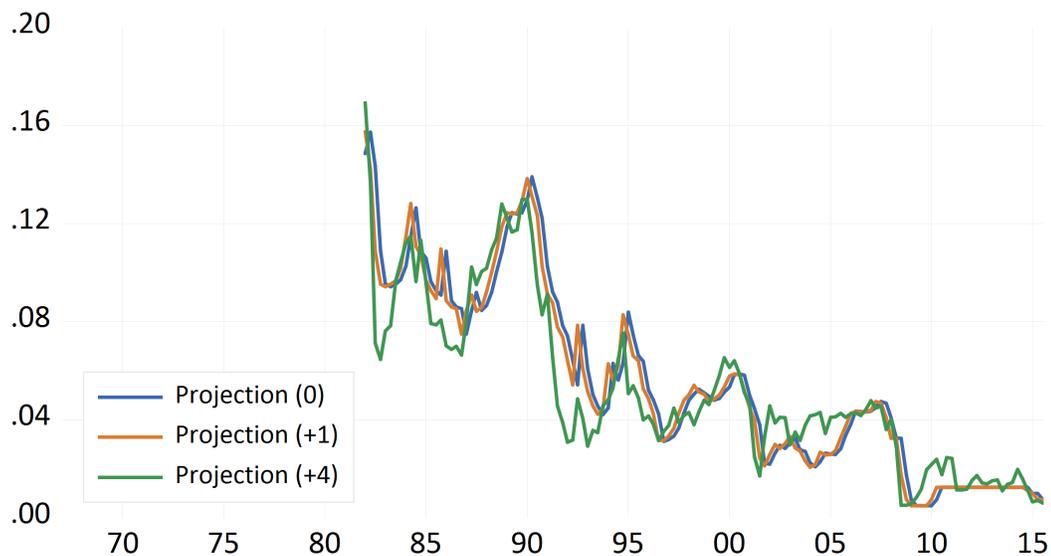
C.1.4 Le taux directeur

Le personnel a utilisé deux mesures pour le taux directeur sur l'échantillon de cuvée disponible (1982Q2 à 2015Q4) :

- le taux d'escompte du 2e trimestre 1982 au 2e trimestre 1993 et du 3e trimestre 2007 au 4e trimestre 2015 ;
- le 3-month Commercial Paper rate à partir du 3e trimestre de 1993 au 2e trimestre de 2007.

Les chiffres représentent des moyennes trimestrielles. Les données historiques commencent au 1er trimestre de 1967. Notez que l'horizon de prévision est plus court pour la cuvée 1986Q3.

Figure C.3: Projection du taux directeur



Cette figure montre les projections du taux directeur du personnel de la Banque du Canada sur différents horizons. On observe que les projections du personnel sur quatre trimestres ne sont pas ponctuelles sur plusieurs pages.

Toutes les descriptions des variables la base de données relative aux projections économiques établies par le personnel sont tirées du document de travail du personnel n° 2018-52, accessible dans le papier [Champagne *et al.* \(2018\)](#) sur le site de la Banque du Canada.

BIBLIOGRAPHIE

- Bernanke, B. S. et Boivin, J. (2003). Monetary Policy in a Data-Rich Environment. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 525–546.
- Bernanke, B. S., Boivin, J. et Elias, P. (2005). Measuring The Effects of Monetary Policy : A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387–422.
- Boivin, J. (2005). Has US Monetary Policy Changed ? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time Data. *Journal of Money, Credit, and Banking* 38 (5) : 1149-73.
- Boivin, J., Giannoni, M. P. et Stevanovic, D. (2010). Monetary Transmission in A Small Open Economy : More Data, Fewer Puzzles. *Manuscript, HEC Montreal, Erişim tarihi, 17*, 2015.
- Carvalho, C., Nechio, F., Tristao, T. *et al.* (2018). Taylor Rule Estimation by OLS, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 2018, 11, 1-39.
- Champagne, J., Bellisle, G.-P. et Sekkel, R. (2018). Evaluating the Bank of Canada Staff Economic Projections using a New Natabase of Real-time Data and Forecasts (No. 2018-52).
- Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. (1998). Monetary Policy Rules in Practice : Some International Evidence. *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067.
- Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.
- Duprey, T. (2019). Canadian Financial Stress and Macroeconomic Conditions, Banque of Canada miméographie.
- Goulet Coulombe, P. (2020). The Macroeconomy as a Random Forest. *University of Pennsylvania, miméographie*.
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1029–1054.
- Lachaine, J. et Paquet, A. (2019). A Macro-Financial Model-Base Empirical Assessment of the Governments Fiscal Stance on the Canadian Yield Curve, Département des sciences économiques, ESG UQAM.
- Laubach, T. et Williams, J. C. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063–1070.

- Liu, Z. et Phaneuf, L. (2007). Technology Shocks and Labor Market Dynamics : Some Evidence and Theory. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2534–2553.
- Lubik, T. A. et Schorfheide, F. (2007). Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069–1087.
- Markit, I. (2020). EViews12 User's Guide II. IHS Markit.
- Molodtsova, T., Nikolsko-Rzhevskyy, A. et Papell, D. H. (2008). Taylor Rules with Real-Time data : A Tale of Two Countries and One Exchange Rate. *Journal of Monetary Economics*, 55, S63–S79.
- Murray, C. J., Nikolsko-Rzhevskyy, A. et Papell, D. H. (2015). Markov Switching and the Taylor Principle. *Macroeconomic Dynamics*, 19(4), 913–930.
- Murray, J. (2013). Monetary Policy Decision Making at the Bank of Canada. *Bank of Canada Review*, 2013, 1–9.
- Newey, W. K. et West, K. D. (1987). Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. *International Economic Review*, 777–787.
- Orphanides, A. (2001). Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. *American Economic Review*, 91(4), 964–985.
- Orphanides, A. (2002). Monetary-Policy Rules and the Great Inflation. *American Economic Review*, 92(2), 115–120.
- Orphanides, A. (2003). The Quest for Prosperity Without Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 633–663.
- Orphanides, A. (2004). Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation : A View from the Trenches. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(2), 151–175.
- Orphanides, A. (2008). Taylor rules. *Monetary Economics*, Springer, 362–369.
- Paquet, A. (2021). La conduite de la politique monétaire : Institution, objectifs, instruments et moyens, dans Macroéconomie globale : Fondements, applications et politiques publiques. Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, miméographie.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society : Series B (Methodological)*, 31(2), 350–371.
- Shea, J. (1997). Instrument Relevance in Multivariate Linear Models : A Simple Measure. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 348–352.

- Sims, C. A. et Zha, T. (2006). Were there Regime Switches in US Monetary Policy? *American Economic Review*, 96(1), 54–81.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, 39, 195–214.
- Wicksell, K. (1898). *Geldzins und Güterpreise : eine Studie über die den Tauschwert des Geldes bestimmenden Ursachen. [Publié en anglais sous le titre Interest and Prices, Sentry Press : New York, 1936.]*. G. Fischer.
- Wynne, M. A. et Zhang, R. (2018). Measuring the World Natural Rate of Interest. *Economic Inquiry*, 56(1), 530–544.